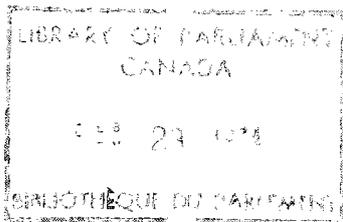




COMMISSION
DES PRIX
ET DES
REVENUS

J. G. Cragg

**Salaires et
main-d'oeuvre
au Canada**



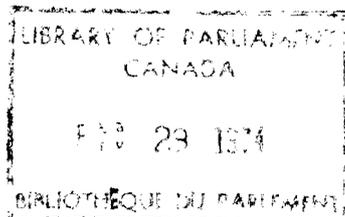
HB
235
C2
A274
C73



Les variations des salaires et les flux de la main-d'œuvre au Canada

Préparé pour la
Commission des prix et des revenus
par

J. G. CRAGG



«Le présent document fait partie d'une série d'études préparées pour la Commission des prix et des revenus. Les analyses et les conclusions que contiennent ces études sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions de la Commission.»

© Droits de la Couronne réservés

En vente chez Information Canada à Ottawa,
et dans les librairies d'Information Canada:

HALIFAX
1683, rue Barrington

MONTRÉAL
640 ouest, rue Ste-Catherine

OTTAWA
171, rue Slater

TORONTO
221, rue Yonge

WINNIPEG
393, avenue Portage

VANCOUVER
800, rue Granville

ou chez votre libraire.

Prix \$5.00 N° de catalogue RG 33-18-1973F

Prix sujet à changement sans avis préalable.

Information Canada
Ottawa, 1973

TABLE DES MATIERES

Chapitre		Page
un	OBJECTIFS ET METHODES	1
	Aperçu	1
	Remerciements	5
deux	LES MECANISMES DES MARCHES DU TRAVAIL	7
	Introduction	7
	Décisions des travailleurs	10
	Considérations sur l'agrégation et la courbe de Phillips	26
	Participation à la main d'oeuvre	37
	Les décisions des employeurs et des syndicats ouvriers	41
	Conclusion	55
trois	DIFFICULTES SOULEVEES PAR LA SPECIFICATION, LES DONNEES ET LES PROBLEMES ECONOMETRIQUES ..	57
	Les perceptions et les variables non observa- bles	57
	Problèmes soulevés par les données	65
	Difficultés économétriques	73
	Résumé des remarques sur la théorie et sur la spécification	82

Chapitre	Page
quatre	CARACTERE SAISONNIER DES MARCHES DU TRAVAIL . 85
	Introduction 85
	Saisonnalité dans l'emploi et la main-d'oeuvre par âge et par sexe 88
	Schémas saisonniers dans l'emploi, le chômage et la main-d'oeuvre - par région et par sexe 96
	Schémas saisonniers dans les embauchages, les cessations d'emploi et les postes vacants ... 97
	Schémas saisonniers dans la rémunération hebdo- madaire moyenne et les gains horaires moyens.
	Conclusions 104
	Tableaux I à XX 107
cinq	EVOLUTION DANS LA STRUCTURE DU CHOMAGE ET DIVERSES RELATIONS PARMIS LES VARIABLES 161
	Introduction 161
	Participation à la main-d'oeuvre 163
	Structure de l'emploi 170
	Durée du chômage 173
	Mouvements bruts 179
	Effets de la composition et des tendances sur le taux de chômage 184
	Rapports entre les séries sur l'embauchage et l'emploi 189
	Le chômage et les emplois vacants 192
	Un coup d'oeil préliminaire sur l'évolution des salaires 195
	Tableaux XXI à LV 200
six	EVOLUTION DE L'EMPLOI - AGREGAT INDUSTRIEL .. 265
	Introduction 265
	Modèles trimestriels 266
	Modèles mensuels 282
	Modèles à variables instrumentales 286
	Résumé et conclusions 291
	Tableaux LVI à LXXIII 294
sept	VARIATIONS DANS L'EMPLOI PAR DIVISION INDUS- TRIELLE 359
	Introduction 359
	Embauchages et Placements 363
	Cessations d'emploi 368
	Variations dans l'emploi 370

Chapitre	Page
sept	Conclusion 372
	Tableaux LXXIV à XCI 374
huit	CHOMAGE ET PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE.. 411
	Introduction 411
	Mouvements bruts..... 413
	Le taux de chômage 421
	Participation à la main-d'oeuvre 424
	Tableaux XCII à CXI 428
neuf	LES VARIATIONS DE SALAIRE 499
	Introduction 499
	Modèles au niveau global - Version trimestrielle 503
	Modèles pour les indices globaux - Versions mensuelles et annuelles 511
	Variables additionnelles 515
	Modèles sectoriels 518
	Conclusion 521
	Tableaux CXII à CXXIV 523
dix	CONCLUSIONS 577
	Sommaire des résultats 577
	Les données et la recherche ultérieure 587
	Implications 590
	Bibliographie 593

Chapitre premier

OBJECTIFS ET METHODES

APERCU

La façon dont s'établissent les salaires et la façon dont ils changent, voilà des sujets qui ont récemment attiré beaucoup d'attention. C'est l'étude de l'inflation qui a soulevé cet intérêt, en raison de la croyance répandue selon laquelle les mécanismes en jeu sur le marché du travail sont tels qu'ils permettent les ajustements les plus importants de la demande excédentaire. Par ailleurs, on a souvent l'impression que ce marché joue le rôle d'une puissante force d'entraînement qui pousse l'inflation à se transmettre et à se perpétuer. Il n'en demeure pas moins que l'on ne s'est guère intéressé à la fonction des variations de salaire au sein du système économique.

Les études sur la courbe de Phillips portent essentiellement sur le rapport entre le taux de chômage et les variations dans les salaires ou les revenus. Des recherches à partir des données canadiennes¹ laissent à entendre qu'un tel rapport existe effectivement, bien qu'il s'établisse moins fermement qu'on ne pourrait le croire². Une question

¹Cf. par ex. Kaliski (1964), Vanderkamp (1966) et Bodkin, Bond, Reuber et Robinson (1967). Les références se rapportent à des ouvrages figurant à la bibliographie.

²Cf. Cragg (1971) et Taylor, Turnovsky et Wilson (1973).

qui semble liée à ce problème, mais qui, à toutes fins pratiques, en est entièrement distincte, consiste à se demander si des taux plus élevés d'augmentation du salaire nominal, ou des augmentations du salaire nominal plus élevées que prévues, produisent ou amènent des taux de chômage moins élevés. Or, cette question n'a jamais reçu autant d'attention que la courbe de Phillips, surtout au niveau global.

L'étude de l'inflation exige que l'on s'intéresse aux deux questions³. Cependant, on peut très bien soutenir que la seconde est plus importante même si elle a jusqu'ici été l'objet de bien moins d'études empiriques. La question qui nous intéresse particulièrement consiste donc à déterminer si des salaires nominaux en hausse contribuent à réduire les taux de chômage et comment ils produisent cet effet. S'ils agissent en ce sens, il est évident qu'on peut en quelque sorte utiliser l'inflation des salaires pour "acheter" un chômage moins élevé. Il ne faut pour autant pas écarter la possibilité que des taux de chômage réduits produisent des taux plus élevés d'augmentation des salaires nominaux (ce que représente la courbe de Phillips). Mais il s'agit plutôt de savoir si ces augmentations de salaire contribuent ensuite à maintenir ou à réduire encore davantage le taux de chômage. Il est possible, toutefois, que le rapport établi par la courbe de Phillips se vérifie sans qu'il ait grand chose à voir avec la réduction des taux de chômage. Si tel était le cas, la suppression de l'effet des variations de salaire n'affecterait pas le chômage, du moins pas directement.

La distinction entre les deux questions revêt une importance capitale lorsqu'on envisage des dispositifs pour éliminer l'inflation ou la variation dans les salaires, comme une politique des revenus. En particulier, pour savoir si cette élimination complique ou empêche le maintien d'un chômage réduit, il faut déterminer si les variations de salaire affectent le niveau de chômage, et non l'inverse, si le chômage affecte les salaires. Bref, si ce dernier effet était le seul à jouer, on pourrait soutenir que l'inflation reflète une faiblesse du mécanisme actuel de détermination des salaires et des prix, ce qui empêche une

³A cet égard, il est intéressant de noter que Fisher (1926) soutient que le rapport exprimé par la courbe de Phillips est valable en sens inverse.

utilisation adéquate des ressources; d'où le besoin d'opposer le coût d'une intervention directe aux coûts inhérents à cette sous-utilisation des ressources (dans l'hypothèse que l'on veuille assurer la stabilité des salaires et des prix). Si par contre les deux effets jouaient en même temps, il pourrait être impossible de conjuguer une politique des revenus efficace et des taux réduits de chômage; quelque chose devrait "céder".

Il ne faut guère s'étonner si la présente étude ne réussit à traiter le sujet d'une manière qui n'est ni complète ni adéquate. En dernière analyse, il s'agit là de problèmes empiriques auxquels il est douteux qu'on puisse apporter une solution entièrement satisfaisante à l'aide des données dont on dispose sur l'économie canadienne. En outre, de nombreux problèmes théoriques doivent encore être résolus, de sorte que même si les données étaient satisfaisantes, il serait difficile d'établir correctement la spécification indispensable à une solution claire.

Au mieux, les résultats de notre étude sont suggestifs et, dans de nombreux cas, ils n'indiquent que trop clairement le besoin de recherches supplémentaires. Par ailleurs, la plupart des rapports étudiés sont nettement des associations; ils révèlent tout simplement quelles sortes de corrélations comportent les données sans vraiment expliquer pourquoi elles apparaissent. Dans le même ordre d'idées, il faut ajouter que certaines parties de la recherche empirique sont nettement incomplètes. Mais lorsqu'on poursuit des recherches pour le compte d'un organisme au mandat d'une durée limitée, les limites de temps qu'on nous impose ne correspondent pas toujours à celles qui conviennent justement à la recherche, surtout si l'auteur est déjà occupé à d'autres travaux. Qui plus est, l'effet de la loi des rendements décroissants commençait à se faire sentir et il aurait été difficile d'améliorer sensiblement les principaux résultats obtenus en épuisant toutes les possibilités de la recherche.

Le plan de notre étude est le suivant: le chapitre deux soulève divers problèmes théoriques concernant le fonctionnement des marchés du travail et le rôle qu'y jouent les salaires nominaux. Cette partie s'inspire des nombreux travaux consacrés récemment à la courbe de Phillips. Au sens large, cette courbe elle-même est une possibilité du modèle bien qu'elle n'émerge pas comme une implication

prouvée de la théorie. Ce qui ressort, en fait, c'est que toutes choses étant égales, une augmentation dans les salaires nominaux supérieure à celle qu'on attendait engendre ou maintient des taux réduits de chômage. Malheureusement, l'existence d'un tel rapport risque de soulever un problème de quasi-identification dans les études de la courbe de Phillips; à savoir, que l'association relevée entre l'évolution des salaires et du chômage peut provenir de cet effet des salaires sur le chômage, plutôt ou aussi bien que de l'effet du chômage sur les salaires.

Les considérations théoriques offrent un certain appui à l'approche adoptée dans quelques unes des dernière parties de notre étude. Ces considérations sont en partie une digression car il y a loin de la théorie à la recherche empirique. Par exemple, la spécification, le niveau d'agrégation et l'existence de données inappropriées créent de sérieuses difficultés d'ordre économétrique. Le chapitre trois nous donne un aperçu de la nature de ces problèmes, des données utilisées et des spécifications adoptées. On remarquera que le travail empirique subséquent a été exécuté à un niveau d'agrégation très élevé, soit celui de la totalité de l'économie, de l'ensemble des industries ou encore celui des grandes branches d'activité; ce qui limite, bien entendu, l'éventail des questions susceptibles d'être étudiées. On remarquera également que les difficultés exposées au chapitre trois sont telles que l'étude aurait bien pu se terminer là. C'est pourquoi la partie empirique du travail complète la recherche plutôt qu'elle ne constitue une démonstration valable de la théorie.

L'un des graves problèmes qui se posent dans l'étude des données canadiennes est celui de leur caractère saisonnier. C'est un phénomène qui contribue pour beaucoup à la variance et la covariance que l'on retrouve dans les chiffres utilisés, et pour lequel le chapitre quatre nous présente un début d'explication rigoureuse. Nous soupçonnons qu'il s'agit là d'un des principaux obstacles à une juste compréhension de l'économie canadienne, bien que l'étude figurant au chapitre quatre n'ébauche pas de solution convenable aux difficultés qu'il soulève.

Le chapitre cinq étudie les structures du chômage et de la participation à la main-d'oeuvre, le degré de concordance entre les différentes séries sur l'emploi, le rapport

entre le chômage et les postes vacants, ainsi que la structure comparée des diverses séries sur l'emploi. Ce chapitre sert d'entrée en matière au travail ultérieur en examinant des rapports qui sont en grande partie distincts de ceux suggérés dans la partie théorique.

Le travail empirique capital fait l'objet des chapitres six à neuf. Le chapitre six touche aux enquêtes sur les embauchages, les licenciements, les placements et les variations de l'emploi dans l'ensemble des industries. On s'est servi de ces variables, toujours au niveau de l'ensemble des industries, pour une grande partie de l'analyse des spécifications des modèles. Puis, au chapitre VII, ces modèles sont élargis afin d'y inclure les principales branches industrielles pour lesquelles nous disposons des données. Le chapitre huit, par ailleurs, est consacré aux mouvements en direction et hors de l'emploi, du chômage et de la main-d'oeuvre et il étudie directement les rapports entre le chômage, la participation à la main-d'oeuvre et les salaires. Enfin, au chapitre neuf, nous envisageons les variations de salaire aussi bien dans l'optique développée aux chapitres précédents qu'en fonction de la spécification habituelle de la courbe de Phillips. Au dernier chapitre, nous essayons d'intégrer les divers résultats obtenus ainsi que de résumer nos conclusions et leurs implications.

REMERCIEMENTS

Cette étude a été entreprise au moment où l'auteur était membre du personnel de la Commission des prix et des revenus. Elle n'aurait pu être menée à bien sans la collaboration et l'encouragement de la Commission. L'auteur tient à remercier plusieurs des membres du personnel de cette Commission de l'aide qu'ils lui ont apportée. Il tient notamment à souligner la précieuse collaboration de M. Hugh Young, Mme Jennifer Whybrow, M. Michael Whybrow et M. Charles Wiseman qui lui ont apporté une assistance capitale dans l'exécution du travail empirique; également, l'esprit d'initiative et le travail méticuleux de M. J.B. Calouri, responsable de la collecte et de la mise en ordre des données, qui nous ont évité de nombreuses erreurs graves. L'auteur relève aussi les commentaires judicieux des professeurs G.C. Archibald et B.L. Scarfe qui lui ont permis d'améliorer certaines parties de l'étude. Il remercie enfin Mme Carmen Mohr et Mlle Julia Trahearne de la patience et de la compétence dont elles ont fait preuve en dactylographiant des

manuscripts présentés sous forme de pattes de mouches ...

Il va sans dire que l'auteur assume toute la responsabilité des erreurs commises ou des omissions. Tout en espérant que son travail aura influencé les membres de la Commission des prix et des revenus, il tient à souligner que toutes les opinions exprimées dans cet ouvrage reflètent la pensée de l'auteur et ne sauraient représenter ni refléter celle de la Commission.

Chapitre deux

LE FONCTIONNEMENT DES MARCHES DU TRAVAIL

INTRODUCTION

Toute description de l'ajustement des salaires nominaux aux conditions économiques ou de l'ajustement de l'emploi aux salaires doit être fondée sur une certaine description des mécanismes à l'oeuvre au sein du marché du travail. Une telle description est d'autant plus nécessaire que le marché du travail n'est pas un marché organisé¹ et que, dans la plupart des secteurs, son fonctionnement à court terme est assez imparfait.

Dans les marchés du travail, le schéma type comporte deux volets: des individus à la recherche d'un emploi et des employeurs souvent à la recherche de personnel. Ces activités s'exercent dans un milieu où les individus ne sont pas certains des emplois disponibles et de leurs taux de rémunération et où l'on doit consacrer temps et effort à améliorer ses connaissances du marché. Il est donc fort possible que les travailleurs et les employeurs portent un jugement erroné sur le cours moyen des salaires et sur les occasions d'emploi et que leur comportement influe sur les salaires réels et le niveau de l'emploi.

¹Comme l'a fait remarquer Phelps (1968), une interprétation comme l'hypothèse de la demande excédentaire requiert elle-même une explication et ne représente pas une théorie qui se suffise à elle-même.

Dans le présent chapitre, nous cherchons à démontrer que cette incertitude caractérise en fait les mécanismes à court terme du marché du travail et qu'elle exerce un effet certain sur son fonctionnement. Le phénomène est tout à fait distinct des imperfections qui pourraient être introduites dans le système par la syndicalisation ou par les pouvoirs oligopolistiques des gros employeurs. Nous prétendons par ailleurs que les effets de l'incertitude du marché ont tendance à rapprocher substantiellement au point de vue qualitatif le comportement des salaires dans les secteurs syndiqués et non-syndiqués.

Le fait de mettre l'accent sur les caractéristiques du marché du travail n'est pas une innovation dans la description du comportement global des salaires. Cette démarche se retrouve en effet sous des formes diverses et à des degrés différents dans les ouvrages de Hicks (1948), Bowen (1960), Stigler (1962), Oi (1964), Holt et David (1966), Phelps (1968), Behman (1969), Holt (1969), Phelps (1969) et Mortenson (1971) ainsi que dans les communications de Phelps et al. (1970) pour n'en mentionner que quelques-uns². Le modèle esquissé dans ce chapitre renferme des éléments tirés de ces études antérieures et s'inspire particulièrement de celles de Holt (1970) et de Mortenson (1971).

La structure générale du modèle est la suivante: étant donné l'incertitude des travailleurs quant aux choix qui s'offrent à eux, on suppose qu'ils font des estimations de leurs perspectives d'emploi et de leur coût d'option, où le coût d'option est tout simplement le salaire offert³. On appellera cette dernière estimation "salaire courant". Il s'agit d'une mesure de tendance centrale, comme la moyenne, de l'éventail des salaires susceptibles d'être offerts. Puis, le travailleur établit un salaire minimum acceptable, compte tenu de son évaluation du salaire courant et des conditions prévalant sur le marché du travail quant à la facilité de se trouver un emploi. Ensemble, ces trois estimations, soit l'état du marché du travail, le salaire courant et le salaire minimum, déterminent si un travailleur abandonne son emploi ou non, ainsi que la probabilité subjective qui s'offre à ceux qui cherchent un emploi de se

²On a fait une critique intelligente de ces contributions dans Phelps (1969).

³A moins d'indication contraire, le terme "salaire" désigne dans cette étude le salaire nominal et non le salaire réel.

faire embaucher. Additionnés, ces facteurs déterminent le taux de départs ainsi que ce que l'on pourrait appeler le taux intentionnel d'embauchage et le taux intentionnel de chômage, le mot "intentionnel" exprimant l'incidence globale des espérances et des décisions de l'individu plutôt qu'une valeur "souhaitée" par qui que ce soit. Les taux réels d'embauchage et de chômage dépendent non seulement de ces différentes perceptions mais aussi des conditions réelles qui prévalent sur le marché du travail en matière de chômage et des salaires effectivement payés, ou en ce qui a trait à la facilité de trouver un emploi. En particulier, des salaires plus élevés que prévus entraînent des taux de chômage plus bas qu'autrement.

Comme le modèle est fondé sur le comportement des individus au sein de la main-d'oeuvre, nous estimons qu'il faut tenir compte du salaire nominal plutôt que du salaire réel. Les fluctuations dans la participation à la main-d'oeuvre devraient dépendre des salaires réels, mais nous soutenons que ces effets sont susceptibles d'être noyés par d'autres et le résultat, de changer avec le temps. Nous soutenons également que, même en ce qui concerne la participation à la main-d'oeuvre, le salaire nominal plutôt que le salaire réel est encore l'approximation simple la plus rapprochée de la variable appropriée.

Les employeurs, ainsi que les travailleurs, font face à un marché incertain. Les entrepreneurs se préoccupent d'attirer et de retenir les travailleurs. Ils établissent les salaires et la demande de main-d'oeuvre en fonction du niveau de production de la firme et de leur perception de l'état du marché du travail. Dans notre modèle, les employeurs fixent les normes d'embauchage, c'est-à-dire la facilité pour ceux qui cherchent du travail de se trouver un emploi ainsi que le taux des congédiements. Ce sont les employeurs aussi qui, peut-être en collaboration avec un syndicat, établissent l'offre des salaires. Le jeu réciproque de ces décisions, combiné à celles des travailleurs, détermine l'issue du problème en termes d'emploi et de chômage. On peut représenter le modèle sous la forme d'une courbe de Phillips, bien que celle-ci soit d'un caractère différent de la courbe habituellement spécifiée; mais le fait qu'il y ait une courbe ou non est encore du domaine empirique. Toutefois, si les salaires augmentent, le chômage sera plus bas qu'autrement, à moins que cette hausse ne soit compensée par une modification des normes d'embauchage

ou de la fréquence des congédiements, ou encore à moins que ladite hausse ne se reflète immédiatement dans l'évaluation du salaire courant.

Le marché du travail n'est qu'une partie du système économique. On a beau l'observer isolément, il n'en demeure pas moins que les variables qui nous intéressent ont des répercussions sur d'autres variables qui, à leur tour, ne sont pas sans effet sur le marché du travail. Nous laissons de côté en particulier les déterminants de la production et de l'investissement. Notre exposé est donc partiel et incomplet. Notre effort consiste à mieux cerner certains mécanismes à l'oeuvre sur le marché du travail plutôt qu'à faire un compte rendu détaillé de ce qui s'y passe. En cela, nous mettons l'accent sur quelques aspects simplifiés -- peut-être même trop simplifiés -- du marché et sur quelques rapports heuristiques. Les simplifications s'appliquent non seulement aux variables et aux décisions qui ne concernent pas directement le marché du travail mais aussi aux complications et aux difficultés dues au fait que la production et l'emploi sont des processus sur lesquels toute action a des effets à court aussi bien qu'à long terme.

DECISIONS DES TRAVAILLEURS⁴

Une personne qui fait partie de la main-d'oeuvre peut faire deux types de choix. En premier lieu, si elle a un emploi, elle peut soit le quitter, soit le conserver. En deuxième lieu, si on lui en offre un, elle peut soit l'accepter, soit le refuser. Ces décisions sont semblables, en ce sens que la décision de conserver un emploi est analogue à la décision d'en accepter un. Un autre groupe de décisions -- faire partie ou ne pas faire partie de la main-d'oeuvre -- est, à certains égards, semblable aux choix précédents. Nous y reviendrons brièvement à la section quatre.

En principe, le marché du travail implique le besoin de chercher un emploi. Chaque emploi possède un ensemble de caractéristiques qui lui sont propres. Comme il faut consacrer temps et effort à trouver des employeurs possibles, il est fort probable qu'une personne ne se voie pas offrir certains emplois correspondant à sa compétence. Il lui est

⁴Certaines parties de ce chapitre se rapprochent beaucoup de l'étude de Mortenson (1971).

alors impossible de passer en revue tous les emplois éventuels et de choisir celui qui lui convienne le mieux. En fait, le nombre d'offres d'emploi qu'on peut accumuler avant de faire un choix est sans doute encore plus limité, car les employeurs tiennent à obtenir rapidement une réponse, de façon à pouvoir offrir l'emploi à quelqu'un d'autre s'il est refusé. Enfin, celui qui postule un emploi est rarement capable d'apporter des ajustements importants aux termes et conditions d'un emploi particulier qui l'intéresse. Au lieu, à un moment donné, la seule alternative offerte à l'employé est la suivante: accepter ou refuser un poste quelconque -- ou encore conserver celui qu'il occupe déjà -- et c'est ainsi que nous allons aborder la question.

Supposons qu'avec sa perception de l'état du marché du travail, le travailleur estime les conditions des différentes offres d'emploi possibles comme étant indépendantes. Il tiendra compte de la distribution des salaires qu'il pourrait gagner et de la facilité de trouver un emploi, c'est-à-dire de la probabilité de se voir offrir un emploi qu'il recherche. Supposons maintenant que le taux de salaire, w , est la seule variable qui importe et que ce taux est considéré comme une variable aléatoire dont la distribution de probabilité dépend de la perception qu'a le travailleur des salaires généralement payés. Ce renseignement est censé être résumé dans le salaire courant, w^* , qui est une mesure de tendance centrale, comme la moyenne, la médiane ou le mode, de la distribution subjective de probabilité des salaires, telle que perçue par le travailleur. La probabilité de se voir offrir un emploi payant un salaire inférieur à une valeur donnée, w_0 , désignée par $P(w_0)$ est donc

$$(2.1) \quad P(w_0) = \int_{\infty}^{w_0} f(w, w^*) dw.$$

On pose

$$(2.2) \quad \partial P(w_0) / \partial w^* \leq 0$$

pour toutes les valeurs de w_0 ; autrement dit, la probabilité de gagner un salaire inférieur à une valeur donnée décroît à mesure que w^* s'accroît⁵.

L'incertitude quant aux salaires, exprimée par l'équation (2.1), émane de deux facteurs: premièrement, le travailleur peut-être apte à occuper plusieurs types d'emploi, rapportant chacun des salaires différents, sans savoir lesquels il peut obtenir; deuxièmement, tous les employeurs ne payent pas le même salaire pour le même travail, et même dans un tel cas, le travailleur n'en est peut-être pas averti, ou bien encore il n'est pas certain du taux réel.

Imaginons qu'une personne ait trouvé un emploi. Elle l'acceptera probablement -- ou elle le conservera si elle l'occupe déjà -- si elle en juge le salaire acceptable⁶. Soit w_m le salaire minimum acceptable⁷, en ce sens que le travailleur acceptera l'emploi si $w \geq w_m$ et le refusera (ou le quittera) si $w < w_m$. Or, avant d'être en mesure d'accepter ou de refuser un emploi, le travailleur doit d'abord en trouver un... une entreprise dont le succès n'est pas toujours assuré. En fait, la probabilité, p , qu'il se trouve un emploi convenable dans un délai raisonnable⁸ dépend de trois facteurs. Premièrement, du nombre d'emplois disponibles qu'il peut sonder, un nombre limité et bien inférieur au nombre total des emplois possibles, étant donné

⁵ Il ne s'agit pas d'une stricte inégalité pour la simple raison que le domaine de w est limité. Certaines valeurs de w ne sauraient jamais être offertes.

⁶ Nous mettons tout simplement de côté tous les autres aspects qui rendent un emploi plus ou moins intéressant.

⁷ Cette notion du salaire minimum acceptable se rapproche de ce que Holt (1970) appelle le degré d'aspiration; mais w_m ne varie pas forcément de la même façon que la variable définie par Holt.

⁸ La durée de la période est essentiellement arbitraire. Elle est implicitement définie comme le temps écoulé avant le début de l'exercice d'un emploi, trouvé entre-temps; ce peut-être soit un jour soit une semaine. On pourrait éviter de telles difficultés en se servant du temps continu, mais ce facteur introduit en outre des complications d'ordre conceptuel et rend plus difficile de distinguer les éléments de chômage involontaire qui sont incorporés au chômage global. Au niveau qui nous intéresse, les différences dans le traitement possible des données ne semblent pas modifier les conclusions de la recherche.

que la recherche d'un emploi exige pas mal de temps. Deuxièmement, de la probabilité, $p(e)$, qu'on lui offre un emploi quel qu'il soit, au moment où il en cherche un. $p(e)$ n'est pas égal à l'unité car les renseignements en main sur les postes vacants ne sont pas toujours exacts; soit que, à tort ou à raison, l'employeur juge que le travailleur n'a pas les qualifications requises, soit que l'emploi ait été confié à quelqu'un d'autre et ne soit pas réellement disponible, soit qu'il n'y ait pas d'emploi vacant de toute façon. Et, troisièmement, de la probabilité que le salaire lui convienne, et qui s'exprime par

$$(2.3) \quad 1 - p(w_m) = \int_{w_m}^{\infty} f(w, w^*) dw.$$

Pour une distribution donnée, cette probabilité dépend de la valeur de w_m retenue par le travailleur. La probabilité que n'importe quel emploi recherché soit offert et accepté, en admettant l'indépendance entre ces deux événements, s'exprime par

$$p(e) = \int_{w_m}^{\infty} f(w, w^*) dw.$$

Bien entendu, en retranchant cette valeur de l'unité, on obtient la probabilité qu'une recherche donnée n'aboutisse pas à un emploi. Comme les emplois recherchés sont choisis au hasard, les probabilités correspondantes demeurent les mêmes et on peut appliquer la distribution binomiale. La probabilité, p , de trouver un emploi s'obtient donc en retranchant de l'unité la probabilité que les n recherches soient infructueuses, autrement dit

$$(2.4) \quad p = 1 - \{1 - p(e) \int_{w_m}^{\infty} f(w, w^*) dw\}^n.$$

On remarque que la probabilité de trouver un emploi augmente avec n et $p(e)$ et qu'elle diminue avec w_m . D'après l'hypothèse (2.2), elle augmente avec w^* . Le nombre n reflète les conditions qui affectent la recherche des emplois. Il dépend probablement non seulement des facteurs institutionnels, mais aussi du nombre d'employeurs à la recherche de travailleurs et du nombre de ceux qui cherchent du

travail, compte tenu des efforts des employeurs, ce qui influe sur le temps consacré à faire une demande pour un emploi donné. De la même façon, $p(e)$ dépendra probablement du nombre d'emplois disponibles et du nombre de ceux qui cherchent du travail. Du point de vue du travailleur, ce sont là des paramètres du marché à n'importe quel moment, dont-il peut très bien ignorer les valeurs exactes. Ce sont donc les valeurs qu'il perçoit pour n et $p(e)$ qui influencent ses décisions et qui nous importent ici. Si on suppose que la distribution des salaires s'exprime en réalité d'une manière semblable à (2.1) par un paramètre quelconque de tendance centrale reflétant les salaires effectivement offerts, la véritable probabilité dépendra alors des paramètres réels et pourra être différente de la probabilité entrevue.

Même si le travailleur accepte n'importe quel emploi qui lui est offert, de sorte qu'en (2.3) l'intégrale soit l'unité, il pourrait ne pas trouver d'emploi. C'est ce qu'on appelle un chômage "involontaire" par opposition au chômage volontaire, où l'on refuse une offre parce qu'elle est inférieure à w_m . Bien entendu, il est fort possible qu'une personne soit en chômage pour les deux raisons à la fois, et il est implicite dans la formulation du modèle qu'on n'écarte pas cette possibilité. Autrement dit, un chômeur peut avoir refusé certains emplois tout en n'ayant pas reçu d'offres qu'il aurait acceptées. Ainsi, dans cette formulation, les gens ne sont pas en chômage pour la simple raison qu'ils attendent de meilleures propositions.

Il va sans dire que la situation peut être beaucoup plus complexe. Plus élevé serait le salaire offert, moins bonnes seraient les chances d'un travailleur donné de décrocher l'emploi. La recherche de certains emplois peut aussi demander plus de temps, dépendant aussi de l'état du marché. Aussi, au lieu d'émettre l'hypothèse (2.4), posons à la place

$$(2.5) \quad p = p(w_m, \tau, w^*) = \int_{w_m}^{\infty} p'(w, \tau, w^*) dw$$

où τ représente un certain indice (probablement vecteur) de "tension" dans les marchés du travail, tension qui tiendrait à des facteurs comme le niveau de chômage, le taux

de vacance et l'étendue des efforts déployés pour y remédier. Dans l'exposé qui suit, nous supposons que τ est une mesure d'échelle et que

$$(2.6) \quad \partial\tau/\partial u < 0$$

où u représente le taux de chômage. On pose également

$$(2.6^1) \quad \partial p/\partial\tau > 0$$

pour toutes les valeurs possibles de w_m .

La fonction p' est telle que

$$\int_{w_a}^{w_b} p'(w, \tau, w^*) dw$$

donne la probabilité de se voir offrir un emploi dont le salaire est compris dans l'intervalle entre w_a et w_b . Soit une telle offre, la distribution des salaires devient

$$p'(w, \tau, w^*) / \int_{w_a}^{w_b} p'(w, \tau, w^*) dw .$$

Ainsi, la probabilité de se voir offrir un emploi quelconque est

$$\int_0^{\infty} p'(w, w_m, \tau) dw$$

alors que la distribution des salaires susceptibles d'être offerts s'écrit

$$(2.7) \quad p'(w, \tau, w^*) / \int_0^{\infty} p'(w, \tau, w^*) dw .$$

Implicitement, p' est une fonction positive. Nous ne supposons pas que l'équation (2.7) est le même que (2.1), la différence étant que (2.1) se rapporte à l'évaluation subjective des salaires versés alors que dans (2.7) cette évaluation est en outre pondérée par la probabilité relative

que les emplois offerts paient de tels salaires. Toutefois, comme en (2.2), nous posons à la fois

$$(2.8) \quad \partial p(w_m, \tau, w^*) / \partial w^* \geq 0$$

et

$$(2.9) \quad \partial \left\{ \int_{w_b}^{\infty} p'(w, \tau, w^*) dw / \int_{w_a}^{\infty} p'(w, \tau, w^*) dw \right\} / \partial w^* \geq 0$$

pour $w_b > w_a$.

L'inégalité (2.8) pose simplement que la probabilité de se voir offrir un emploi assorti d'un salaire plus élevé qu'une valeur donnée augmente avec le salaire courant; alors que (2.9) établit qu'une augmentation dans le salaire courant accroît la probabilité qu'une offre dépasse une certaine valeur élevée dans une proportion plus grande qu'elle n'accroît la probabilité qu'une telle offre soit supérieure à une valeur moins élevée. Pourvu qu'un emploi soit offert, l'équation (2.9) garantit que le salaire attendu augmentera avec le salaire courant⁹.

⁹ Il est à noter que nous écartons la possibilité que la distribution des offres dépende de w_m , ce qui peut affecter le choix des emplois qu'il vaut la peine de postuler. Plus précisément, laissons de côté le fait qu'un travailleur puisse chercher dans n'importe lequel des sous-marchés k , différenciés par des niveaux de salaire différents, l'intensité des efforts qu'il faut déployer pour décrocher un emploi ainsi que les différentes probabilités de s'en voir offrir. Un modèle de ce genre est bien plus complexe et probablement fort peu utile ici, bien qu'il soit tout à fait approprié à l'étude des effets de l'augmentation du nombre des sous-marchés auxquels un travailleur peut participer, augmentation qui modifie de façon distinctive ses perspectives dans les divers sous-marchés. On pourrait estimer que certains programmes de main-d'oeuvre pourraient avoir des effets de ce genre. Formellement, il serait possible de récupérer une partie de la richesse du modèle en faisant de w_m un paramètre de p' . Cependant, si on suppose que

En supposant qu'on trouve un emploi acceptable, le salaire attendu, $E(y)$, se calcule comme

$$(2.10) \quad E(y) = \frac{\int_{w_m}^{\infty} wp'(w, \tau, w^*) dw}{\int_{w_m}^{\infty} p'(w, \tau, w^*) dw}.$$

Or,

$$(2.11) \quad \frac{\partial E(y)}{\partial w_m} = p'(w_m, \tau, w^*) \frac{\int_{w_m}^{\infty} (w - w_m) p'(w, \tau, w^*) dw}{p^2} \\ = p'(w_m, \tau, w^*) \{E(y) - w_m\} / p > 0.$$

Maintenant, si un chercheur trouve un emploi qui répond au moins à ses exigences quant au salaire minimum, w_m , s'il a un taux d'escompte subjectif¹⁰ r , la valeur actuelle escomptée de cet emploi trouvé en période j dans l'intervalle de salaire supérieur à w_m est

$$(2.12) \quad R_j = \sum_{t=j}^{\infty} (1+r)^{-t} E(y) = r^{-1} (1+r)^{-(j-1)} E(y)$$

Il reste que le chercheur est tenu de trouver cet emploi.

9(suite)

$$\partial p / \partial w_m < 0,$$

$$\partial \left| \frac{\int_{w_m}^{\infty} wp'(w, \tau, w^*, w_m) dw}{\int_{w_m}^{\infty} p'(w, \tau, w^*, w_m) dw} \right| / \partial w_m > 0$$

et que les autres dérivées des fonctions par rapport aux variables exogènes sont indiquées dans le texte, le seul effet obtenu serait d'allonger l'expression algébrique sans pour autant améliorer les résultats qualitatifs. Les dernières hypothèses nous semblent raisonnables; car l'approche reviendrait en réalité au camouflage d'une situation plus complexe et on éviterait le danger en situation améliorée, qu'un salaire minimum acceptable donné puisse en fait précipiter le chercheur dans des sous-marchés moins favorables.

¹⁰ Bien qu'elle soit courante, cette approche prête largement à controverse.

Or, on devine que la recherche d'un emploi entraîne des frais, disons d'un montant k par période de recherche. Les coûts en question peuvent être des pertes s'il y a des prestations d'assurance-chômage ou de bien-être social dont le versement dépend de la recherche d'un emploi¹¹. Voici comment s'exprime la valeur actuelle escomptée de la recherche d'un emploi assorti d'un salaire minimum acceptable

$$w_m:$$

$$(2.13) \quad E(w_m) = \sum_{t=1}^{\infty} (1-p)^{t-1} p R_t - \sum_{t=1}^{\infty} \{(1-p)^{t-1} / (1+r)^{t-1}\} k$$

$$= \{E(y)p/r - k\} \{(1+r)/(r+p)\}.$$

En établissant w_m , le travailleur est censé maximiser (2.13).

La condition de premier degré nous donne

$$(2.14) \quad \frac{\partial E(w_m)}{\partial w_m} = \frac{p(1+r)}{r(r+p)} \frac{\partial E(y)}{\partial w_m} + \frac{\{(E(y)+k)(1+r)\}}{(r+p)^2} \frac{\partial p}{\partial w_m} = 0$$

(2.14) aura une solution à moins qu'au-dessus d'une certaine valeur inférieure à $(-k)$ il soit impossible de recevoir une offre, ce qui rendrait $E(y)$ indéterminé. Tel est justement le cas quand les allocations de chômage sont plus élevées que le salaire de n'importe quel emploi qu'on puisse trouver. Autrement, le premier membre de l'équation (2.14) représente simplement la hausse prévue de la valeur actuelle d'un emploi, hausse qui provient de l'augmentation du salaire minimum acceptable pour des probabilités données, alors que le deuxième représente l'effet produit par la probabilité plus faible de trouver un emploi qui résulte de l'augmentation du salaire acceptable. En substituant (2.11) dans (2.14), on obtient

$$(2.15) \quad \frac{\partial E(w_m)}{\partial w_m} = \left\{ \frac{(1+r)p'(w_m, \tau, w^*)}{(r+p)^2} \right\} \left\{ \frac{E(w_m)}{(1+r)} - \frac{w_m}{r} \right\} = 0$$

¹¹Cependant, nous utiliserons l'hypothèse que le rejet volontaire d'un emploi n'affectera pas les paiements ultérieurs - probablement en raison de la capacité du chercheur d'assurer que l'emploi ne lui soit pas offert officiellement s'il n'y tient pas.

ou bien, en se servant de (2.13),

$$(2.16) \quad w_m = r\{E(y)p/r-k\}/(r+p) = rE(w_m)/(1+r).$$

On part de l'hypothèse que w_m est positif, sinon les intéressés quitteront le marché du travail. Il est à noter que la condition de deuxième degré pour un maximum est vérifiée lorsque (2.15) est vérifiée, et nous avons alors

$$(2.17) \quad \frac{\partial^2 E(w_m)}{\partial w_m^2} = -\left\{ \frac{(1+r)p'(w_m, \tau, w^*)}{(r+p)} \right\} < 0$$

On peut continuer à analyser les effets des variations à partir de (2.16). La différentiation totale de cette équation nous donne le résultat suivant: l'augmentation des paramètres qualifiant le processus de recherche abaisse le salaire minimum acceptable et accroît la probabilité de trouver un emploi convenable quand

$$(2.18) \quad \frac{\partial w_m}{\partial r} = -\frac{(1+2r)}{r(r+p)^2} w_m - \frac{E(y)p}{r(r+p)} - \frac{r}{(r+p)^2} \left\{ \frac{E(y)p}{r} - k \right\} < 0$$

et quand

$$(2.19) \quad \frac{\partial w_m}{\partial k} = -\frac{r}{(r+p)} < 0.$$

Pour les autres paramètres -- à la fois ceux que l'on considère de façon explicite et les autres, que nous appellerons x , -- la différentiation de (2.16) donne

$$(2.20) \quad \begin{aligned} \frac{\partial w_m}{\partial x} &= \frac{r}{(1+r)} \frac{\partial E(w_m)}{\partial x} \\ &= \frac{p}{(r+p)} \frac{\partial E(y)}{\partial x} + \frac{r}{(r+p)^2} \left\{ \frac{E(y)}{(1+r)} + k \right\} \frac{\partial p}{\partial x} \end{aligned}$$

D'après (2.14), les deux termes qui multiplient les dérivées partielles du côté droit dans (2.20) sont positifs. Ainsi,

une fluctuation qui laisserait inchangée la valeur escomptée d'un emploi trouvé, soit $E(y)$, tout en accroissant la probabilité de trouver un emploi, relèverait le salaire minimum acceptable. Une augmentation dans la valeur escomptée qui ne modifierait pas la probabilité de trouver un emploi hausserait aussi le salaire minimum. Donc, en principe, une plus grande dispersion des salaires au-dessus du salaire minimum acceptable accroît ce salaire de réserve.

Il est fort possible qu'un changement affecte à la fois $E(y)$ et p . Par exemple, on peut émettre l'hypothèse qu'un chômage accru restreint davantage les possibilités de trouver un emploi à bas salaire qu'il n'affecte les possibilités d'en trouver dans la catégorie des salaires plus élevés. Il est toutefois improbable que le changement dans $E(y)$ éclipse le changement dans p , car en employant les formules de (2.10), (2.13) et (2.15), on peut ré-écrire (2.20) comme

$$\begin{aligned}
 (2.21) \quad \frac{\partial w_m}{\partial x} &= \frac{\int_{w_m}^{\infty} w \{ \partial p^1(w, \tau, w^*) / \partial x \} dw}{r(r+p)} \\
 &= \frac{w_m \int_{w_m}^{\infty} \{ \partial p^1(w, \tau, w^*) / \partial x \} dw}{r(r+p)} \\
 &= \int_{w_m}^{\infty} \{ w - w_m \} \{ \partial p^1(w, \tau, w^*) / \partial x \} dw / r(r+p)
 \end{aligned}$$

alors que

$$(2.22) \quad \partial p / \partial x = \int_{w_m}^{\infty} \{ \partial p^1(w, \tau, w^*) / \partial x \} dw.$$

Comme le premier terme dans l'intégrande de (2.21) est forcément positif, l'effet d'une variable sur w_m ne sera différent de son effet sur la probabilité, pour un w_m donné, que si $\partial p^1(w, \tau, w^*) / \partial x$ change le signe quelque part dans l'intervalle au-dessus de w_m (et en change dans le bon sens).

Pour que cela se produise, un changement qui abaisse p doit en même temps augmenter la probabilité de trouver un emploi qui rapporte un salaire dans un intervalle donné au-dessus de w_m . Cet effet a été écarté pour w^* par (2.8), alors qu'il est probable, mais incertain, d'après (2.6) que

$$(2.23) \quad \frac{\partial w_m}{\partial \tau} > 0 .$$

Nous venons de soutenir que les changements qui augmentent la probabilité de trouver un emploi peuvent élever w_m et donc abaisser p par rapport à ce qu'il serait si w_m restait constant. La question est de savoir si cet effet compense ou non l'effet original et direct pour que la probabilité disparaisse. La réponse semble ambiguë. L'effet total s'exprime par l'équation

$$(2.24) \quad \frac{dp}{dx} = \frac{\partial p}{\partial x} + \frac{\partial p}{\partial w_m} \frac{\partial w_m}{\partial x}$$

$$= \frac{\int_{-w_m}^{\infty} r(r+p) - p(w_m, \tau, w^*) (w - w_m) (\partial p(w, \tau, w^*) / \partial x) dw}{r(r+p)} ,$$

équation qui renferme des termes de signes opposés. Ainsi, il n'est pas évident que l'amélioration du fonctionnement du marché du travail -- c'est-à-dire l'augmentation de la probabilité de trouver un emploi rapportant un salaire donné -- accroisse nécessairement la probabilité intentionnelle de trouver un emploi. Quoique des exemples numériques utilisant la distribution rectangulaire et des formes simples de (2.24) suggèrent que l'effet contraire ne se produira probablement pas, cet effet demeure une nette possibilité, et voilà qui est inquiétant. Entre autres choses, cette possibilité voile le fait que l'amélioration des occasions d'emploi ou du fonctionnement des marchés du travail, grâce à une politique de main-d'oeuvre par exemple, accroîtra nécessairement les chances de ceux qui cherchent de trouver d'abord des emplois, et mieux encore, des emplois acceptables.

Il serait logique de supposer que la distribution des salaires autour du salaire courant est indifférente au niveau du salaire courant. Ainsi, p' pourrait revêtir la forme suivante

$$(2.25) \quad p'(w, \tau, w^*) = p_2(w/w^*, \tau)/w^*$$

De là, il est facile de constater que s'il n'y a pas de frais de recherche, w_m/w^* ne dépend pas de w^* pas plus que n'en dépend la probabilité de se voir offrir un emploi acceptable. De même, si les coûts varient automatiquement avec w^* , de sorte que k/w^* est constant, la solution pour w_m/w^* et la valeur de p ne sont pas affectées. Cette conclusion ne doit pas nous étonner car le changement est avant tout un changement dans l'unité de compte. Si les changements dans w^* sont plus importants, il est peu probable que la situation puisse être représentée par (2.25). Surtout dans le cas d'un impôt progressif sur le revenu, il est improbable que (2.25) se vérifie pour la distribution appropriée. Toutefois, il n'est pas du tout évident quel en sera l'effet, et l'intuition d'après laquelle, en l'absence de frais de recherche, un changement dans w^* résultera en une diminution dans w_m/w^* tient sans doute à l'hypothèse que le taux progressif de l'impôt ne décline pas trop rapidement¹².

¹²Supposons qu'ici la paie encaissable est la variable pertinente. Représentons-la par $w_t = wh(w)$, où $h(w)$ est l'unité moins le taux moyen d'impôt. Pour que l'impôt soit progressif, il faut que $h'(w) > 0$ alors que pour que la paie encaissable augmente avec w , il est nécessaire que $h(w) + wh'(w) > 0$. En supposant que la définition dans (2.10) du salaire espéré s'applique à $wh(w)$ plutôt qu'à w , en utilisant (2.25) pour la distribution, en procédant de la même façon et en re-disposant certains termes, on obtient

$$\frac{\partial w_m}{\partial w^*} = \left\{ \frac{w_m}{w^*} \right\} \left\{ \frac{1 + \int_{w_m}^{\infty} w^2 h'(w) p'(w, \tau, w^*) dw}{1 + \frac{\int_{w_m}^{\infty} wh(w) p'(w, \tau, w^*) dw}{w_m h'(w_m)/h(w_m)}} \right\}$$

Ce qui sera certainement inférieur à w_m/w^* si $wh'(w)/h(w)$

Même sans ces complications, tout changement dans les autres paramètres affectera les rapports entre w_m et w^* .

Si le modèle est d'une application générale et si w^* est relié aux salaires courants, les autres paramètres affecteront leur rapport, et les salaires moyens effectivement payés pourront varier sans qu'il y ait de changement dans les salaires offerts ou payés par un employeur donné, puisque ces paramètres affectent réellement les salaires acceptables et par conséquent acceptés. Ainsi, pour des valeurs données de w^* , une plus grande tension du marché du travail tendra à augmenter la moyenne des salaires versés, à moins que ceux qui réussissent actuellement à ne pas travailler en attendant de meilleures propositions ne soient pas dispersés au hasard à travers la distribution globale des salaires et que leur part de l'emploi total change de façon appréciable.

Les paramètres du modèle étudié sont les paramètres perçus par les chercheurs d'emplois. Si les fonctions reposent sur des rapports qui se vérifient pour des données véritables, alors la probabilité effective d'obtenir un emploi dépend de ces rapports et de w_m . Ainsi, cette probabilité ne dépend des conditions perçues que dans la mesure où elles affectent w_m . Cet aspect est particulièrement pertinent à l'étude de leur effet sur la probabilité de trouver du travail.

L'ambiguïté concerne la variation dans w_m qui provient de la perception de changements dans les conditions du marché. Si ces changements sont ignorés, de sorte que w_m ne varie pas, ou si ces changements ne sont perçus que partiellement, de sorte que cette variation est moindre qu'autrement, il y a moins de chances que la probabilité d'être embauché diminue quand il y a de meilleures possibilités de trouver un emploi.

12(suite)

est une fonction décroissante de w pour tous les $w > w_m$ (autrement dit, sa valeur absolue augmente) et certainement plus grand si l'inverse est vrai. Autrement, l'effet dépend de la distribution des salaires. Etant donné que w est une fonction croissante de w et $h(w)$, une fonction décroissante, la première condition se vérifiera à moins que $\{-h'(w)\}$ ne décroisse assez rapidement avec w .

Bien que notre étude soit concentrée sur l'acceptation d'un emploi, les mêmes considérations s'appliquent aux démissions ou départs volontaires. Ainsi, un travailleur abandonnera un emploi pour en chercher un autre si le salaire en est inférieur à la valeur de w_m déterminée dans (2.15).

Il va sans dire que le modèle est exagérément simplifié. On peut y relever quatre défauts des plus évidents. Premièrement, rien n'a été prévu expressément pour adapter les renseignements recueillis par les chercheurs au cours des recherches. Holt (1970) a souligné cet aspect; les faits qu'il examine suggèrent que w_m est révisée à la baisse à mesure que se poursuivent des recherches infructueuses, ce qui modifie probablement la perception qu'ont les individus de leur situation¹³. Nous laissons de côté cette hypothèse surtout parce qu'à notre niveau, elle n'ajoute rien aux conclusions déjà obtenues.

Deuxièmement, nous avons traité les probabilités comme si elles étaient constantes dans le temps. Nous n'avons pas tenu compte des variations anticipées ni dans la probabilité de trouver un emploi, ni dans les salaires offerts. De plus, nous n'avons nullement tenu compte du fait que la probabilité de trouver un emploi décroît avec l'âge.

Troisièmement, notre modèle néglige la possibilité qu'un travailleur puisse ultérieurement être renvoyé d'un emploi qu'il aurait trouvé. Formellement, si cette possibilité est constante dans le temps et pour tous les emplois, elle ne fait qu'ajouter un terme supplémentaire au facteur d'escompte dans (2.12), alors qu'on doit ajouter à R_j la valeur actuelle escomptée des recherches ultérieures rendues nécessaires par le renvoi. De même, la reconnaissance de la

¹³Toutefois, il n'est pas vrai qu'une recherche infructueuse baisse forcément ou les probabilités perçues de se voir offrir un emploi, ou la perception du salaire courant. Par exemple, une personne qui croirait la probabilité de se voir offrir un emploi égale à .1 et qui tiendrait à un emploi bien au-dessus de la moyenne pourrait très bien réviser en hausse et la perception de ses chances et w_m si, après dix recherches, elle s'était vu offrir deux emplois rapportant tous deux un salaire au-dessus de la moyenne, même si inférieurs à w_m .

durée limitée de l'occupation d'un emploi établit tout simplement une limite supérieure aux sommes dans (2.12) et (2.13). Il serait plus important, toutefois, de reconnaître que la probabilité d'être congédié varie elle-même d'un emploi à l'autre. Le fait d'insérer cet élément transforme le problème de décision en un problème de sélection d'une fonction de la probabilité de se faire renvoyer, fonction qui nous donnerait le salaire minimum acceptable correspondant à la probabilité de renvoi de chacun des emplois. En nous lançant dans ces considérations cependant, nous nous éloignerions du sujet sans découvrir d'incidences importantes pour le genre de modèles rudimentaires et très agrégés que nous allons étudier plus loin. Comme prévu, cette extension du modèle permet de constater que w_m s'accroît avec la probabilité d'être congédié. D'où le scrupule des employeurs à renvoyer des employés, scrupule compensé par la possibilité de verser des salaires moins élevés.

Enfin, nous n'avons pas prévu que, dans plusieurs emplois, les salaires ne sont pas tenus d'être stables ni de maintenir un rapport constant au salaire courant ou, du moins, à la tendance générale des salaires. Encore une fois, l'analyse nous éloignerait du sujet sans pour autant produire des résultats pertinents à notre étude. Cependant, la stabilité et dans les salaires et dans leur taux d'augmentation, par rapport à leur valeur escomptée, permet sans doute aussi aux employeurs de verser des salaires moins élevés.

Ces deux dernières omissions compliquent sérieusement non seulement l'analyse du problème de l'individu, mais aussi le problème de décision de l'entreprise. En effet, chacune d'elles fournit aux entrepreneurs un prétexte pour ne pas réagir vigoureusement à la fluctuation des conditions économiques, indépendamment de leur inaptitude à percevoir ou à évaluer le changement et indépendamment des coûts d'investissement entraînés par l'intégration des employés à l'entreprise du type souligné par Oi (1962). Dans l'ensemble, on peut supposer que les employés jugent la sécurité éventuelle d'un emploi et les perspectives de salaire en fonction des antécédents d'un employeur. S'ils valorisent l'inaptitude des employeurs à s'aligner sur les variations du marché, soit en réduisant le nombre des employés, soit en apportant des changements aux salaires, l'employeur y trouve un motif pour maintenir ou améliorer sa réputation de "bon" employeur.

CONSIDERATIONS SUR L'AGREGATION
ET LA COURBE DE PHILLIPS

La deuxième section concernait les perceptions individuelles du marché du travail et leur effet sur les décisions des individus. Pour que cette analyse présente de l'intérêt ou que ces décisions individuelles ait quelque incidence sur le fonctionnement des marchés du travail, il faut grouper les individus et tenir compte de leur nombre.

Nous avons supposé que chaque participant au marché du travail fixait un salaire minimum acceptable entraînant une probabilité perçue ou intentionnelle pour lui d'être en chômage à la fin de la période. Si ses perceptions étaient justes, il s'agirait là de la véritable probabilité. En faisant la moyenne des chercheurs et en posant \bar{p}_t pour la probabilité moyenne, le nombre de chômeurs à la fin de la période U_t sera

$$(3.1) \quad E(U_t) = \bar{p}_t (U_{t-1} + Q_t + L_t - L_{t-1}).$$

Ici Q_t représente le nombre de départs volontaires et L_t , la main-d'oeuvre. Pour le moment, imaginons qu'il n'y a pas de départs involontaires. Soit E_{t-1} le nombre de ceux qui ont un emploi; en supposant que ce nombre est suffisamment grand pour que la variance de \bar{p} soit insignifiante par rapport à sa moyenne et en définissant

$$\bar{q}_t = Q_t/E_{t-1}, \text{ et}$$

$$(3.2) \quad (L_t - L_{t-1})/L_{t-1} = \alpha_t,$$

le taux de chômage u_t peut s'exprimer comme

$$(3.3) \quad (1 + \alpha_t)u_t = \bar{p}_t \{ (1 - \bar{q}_t)u_{t-1} + \bar{q}_t + \alpha_t \}.$$

Si \bar{p}_t , \bar{q}_t et α_t sont constants, (3.3) nous donne une équation différentielle linéaire directe et stable ayant une solution déterminée.

$$(3.4) \quad u_t = \bar{p}(\bar{q} + \alpha) / (1 + \alpha - \bar{p} + \bar{p}\bar{q})$$

Or, l'essentiel de l'argumentation à la section deux est que \bar{p}_t et \bar{q}_t ne sont pas constants. Nous avons soutenu que pour l'individu i , ils dépendent à la fois des perceptions quant aux salaires et quant à la tension des marchés du travail, w_i^* et τ_i , et des valeurs effectives de ces variables sur le marché du travail, soit $\bar{\tau}$ et \bar{w} , valeurs qui peuvent être distinctes l'une de l'autre. Et les deux types de variables peuvent changer.

On peut considérer τ_i et w_i^* comme des variables aléatoires en étudiant les écarts entre les différents individus. On suppose qu'en principe, il existe des indices globaux τ et w^* tels que, pour toutes les fonctions pertinentes, g_i , les signes de

$$\partial E\{g_i(\tau_i, w_i^*) | \tau, w^*\} / \partial \tau$$

et

$$\partial E\{g_i(\tau_i, w_i^*) | \tau, w^*\} / \partial w^*$$

sont les mêmes que les signes de

$$\partial g_i(\tau_i, w_i^*) / \partial \tau_i \quad \text{et} \quad \partial g_i(\tau_i, w_i^*) / \partial w_i^*$$

respectivement. Par conséquent, pour un groupe établi de chercheurs ou pour des groupes composés de membres différents dont les distributions combinées de τ_i , w_i^* et g_i sont identiques, il est possible d'analyser (3.4) à partir du raisonnement élaboré à la section précédente. Malheureusement, il est douteux que les dernières conditions demeurent une approximation valable, puisque les caractéristiques des chercheurs et celles des employés susceptibles d'abandonner leur emploi peuvent très bien évoluer avec les conditions du marché du travail. Nous allons tout simplement ignorer cette possibilité pour le moment.

On a soutenu à la section deux que les travailleurs quittent leur emploi lorsque w_m est supérieur au salaire qu'ils reçoivent, w_m dépendant de w^* et τ . Dans l'hypothèse que les salaires réels et les salaires escomptés par les individus sont distribués de la même façon autour de la moyenne, plus

élevés sont les salaires versés, w , par rapport à l'évaluation du salaire courant, w^* , et moins il y a de gens qui abandonnent leur emploi. D'où,

$$(3.5) \quad \bar{q}_t = \bar{q}(\bar{w}_t, w_t^*, \tau_t)$$

où

$$(3.6) \quad \partial \bar{q}_t / \partial \bar{w}_t < 0,$$

$$\partial \bar{q}_t / \partial w_t^* > 0,$$

et

$$\partial \bar{q}_t / \partial \tau_t > 0 .$$

La proportion des chercheurs qui restent en chômage, \bar{p} , est un peu plus difficile à établir étant donné qu'elle dépend non seulement des perceptions de l'état du marché, mais aussi de sa tension réelle, qui, à son tour, dépend du nombre de chercheurs, i.e. de la proportion de la main-d'oeuvre qui est à la recherche de travail d'où

$$(3.7) \quad s_t = \{u_{t-1} + (1-u_{t-1})\bar{q}_t + \alpha_t\} / (1+\alpha_t).$$

En rapport avec l'élaboration d'hypothèses sur l'embauchage au niveau de l'ensemble, il vaut la peine de s'arrêter un instant pour envisager la situation des employeurs qui servira de base à l'analyse dans la section suivante.

Le nombre de travailleurs qu'un employeur donné, j , est susceptible d'embaucher peut-être considéré comme une variable aléatoire dont la distribution dépend de trois choses: le nombre de postulants, m_j , que reçoit cet employeur; la probabilité qu'il offre un emploi à l'un d'entre eux, $p(\bar{y})$, et la probabilité que celui-ci l'accepte, $p(w_j, w^*, \tau)$. Ici, \bar{y}_j représente les qualifications minimum requises par l'employeur et $p(\bar{y}_j)$, la probabilité qu'un postulant choisi au hasard satisfasse au moins à ces exigences. On suppose

que $\partial p(\bar{y}_j)/\partial \bar{y}_j < 0$. Le nombre de postulants dépend probablement du nombre de gens à la recherche de travail, s_t .

Il peut aussi dépendre du nombre de postes que d'autres employeurs essaient de pourvoir, \bar{v}_t , des qualifications requises par ces autres employeurs, \bar{y} , et des salaires versés, \bar{w} . Donc la probabilité que le nombre de postulants dépasse un nombre déterminé est exprimée par une fonction

$$(3.8) \quad p(m_j \geq m_o) = f_{m_o} (s, \bar{v}, \bar{y}, \bar{w})$$

où

$$(3.9) \quad \partial f_{m_o} / \partial s > 0 ,$$

$$\partial f_{m_o} / \partial \bar{v} \leq 0 ,$$

et $\partial f_{m_o} / \partial \bar{y} \geq 0 .$

Le nombre de personnes que l'employeur peut embaucher, h_j , dépend de cette fonction (3.8) et des deux autres fonctions touchant aux probabilités qu'un postulant soit qualifié et qu'il trouve l'emploi acceptable¹⁴

$$(3.10) \quad p(h_j \geq h_{j0}) = p_{h_{j0}} (s, \bar{v}, \bar{y}, \bar{w}, y_j, w_j, w^*, \tau)$$

¹⁴Spécifiquement, si l'acceptation, les offre d'emploi et le nombre de postulants sont indépendants, cette fonction pourrait se présenter, suivant la distribution binomiale, sous la forme

$$p(h_j \geq h_o) = \sum_{m_j=h_o}^{sL} \sum_{k=h_o}^{m_j} p(m_j) \{m_j! / (m_j-k)!k!\} \{p(y_j)p(w_j)\}^k x \\ x \{1-p(y_j)p(w_j)\}^{m_j-k} .$$

Toutefois, il est peu probable que le processus soit binomial.

avec des dérivées positives par rapport à s et w_j , et négatives par rapport à \bar{v} , \bar{w} , ainsi que w^* et τ , les perceptions des chercheurs. Il y a ambiguïté en ce qui concerne \bar{y} , car de plus grandes exigences de la part d'autres employeurs pourraient accroître le nombre de postulants qu'un employeur donné est susceptible d'attirer tout en abaissant le niveau moyen de leur compétence.

Si (3.10) fournit la distribution du nombre de personnes qu'un employeur peut embaucher, la distribution de ceux qu'il embauchera effectivement dépend aussi du nombre maximum qu'il est disposé à embaucher, \bar{v}_j , où $\partial E(h)/\partial \bar{v}_j > 0$.

L'employeur individuel peut donc augmenter le nombre de personnes qu'il va embaucher en relevant les salaires, en exigeant moins de qualifications ou en ajoutant au total qu'il est disposé à embaucher. Il va sans dire qu'à accroître \bar{v}_j , il contribue à la tension globale du marché à laquelle doivent faire face les autres employeurs, et ce faisant, il diminue leurs perspectives d'embauchage. Au niveau de l'ensemble, si l'effet était complètement équilibré, la probabilité pour un individu de se faire embaucher ne dépendrait pas de ces variables. Au lieu, et conformément à l'argumentation dans la section précédente, nous allons émettre l'hypothèse que le total des embauchages augmente avec \bar{y} et diminue avec \bar{y} . Ainsi, on peut estimer la tension réelle du marché comme une fonction

$$(3.11) \quad \bar{\tau}_t = \tau(\bar{v}_t, \bar{y}_t, s_t)$$

$$\text{où} \quad \partial \bar{\tau}_t / \partial \bar{v}_t > 0;$$

$$\partial \bar{\tau}_t / \partial \bar{y}_t < 0;$$

$$\text{et} \quad \partial \bar{\tau}_t / \partial s_t < 0,$$

et la proportion des chercheurs qui restent en chômage, \bar{p}_t , comme une fonction

$$(3.12) \quad \bar{p}_t = \bar{p}(\tau_t, w_t, \tau_t, w_t^*)$$

où

$$\begin{aligned}
(3.12) \quad & \partial \bar{p}_t / \partial \bar{\tau}_t < 0 , \\
& \partial \bar{p}_t / \bar{w}_t < 0 , \\
& \partial \bar{p}_t / \partial \tau_t > 0 , \\
& \partial \bar{p}_t / \partial w_t^* > 0 .
\end{aligned}$$

Dans (3.12), les deux derniers termes proviennent de l'effet qu'ont les perceptions individuelles des salaires et de la tension du marché sur le salaire minimum acceptable.

On peut maintenant réécrire (3.3) comme

$$\begin{aligned}
(3.13) \quad & u_t (1+\alpha) \\
& = \bar{p}(\bar{\tau}_t, \bar{w}_t, \tau_t, w_t^*) \left[\{1 - q(\bar{w}_t, w_t^*, \tau_t)\} u_{t-1} + \right. \\
& \quad \left. q(\bar{w}_t, w_t^*, \tau_t) + \alpha \right].
\end{aligned}$$

En raison de la dépendance de $\bar{\tau}_t$ sur u_{t-1} , (3.13) est une équation différentielle non-linéaire avec

$$\begin{aligned}
(3.14) \quad & \partial u_t / \partial u_{t-1} = \bar{p}_t (1 - q_t) / (1 + \alpha) \\
& \quad - s_t (\partial \bar{p}_t / \partial \bar{\tau}_t) (\partial \bar{\tau}_t / \partial u_{t-1}) .
\end{aligned}$$

En outre, dans l'hypothèse que

$$(3.15) \quad 0 < \bar{p}_t(\bar{\tau}_t, \bar{w}_t, \tau_t, w_t^*) < 1,$$

vraisemblablement pour toutes les valeurs des paramètres, et que toutes les fonctions puissent être traitées comme continues, il s'ensuit que (3.13) possède au moins un point d'équilibre localement stable, u_t^e , où (3.13) se vérifie

pour $u_t^e = u_{t-1}^e$ et (3.14) est inférieur à l'unité. La condition en est qu'on ne s'attende pas à ce que tous les chercheurs trouvent un emploi, et qu'en même temps il ne soit jamais impossible de ne trouver aucun emploi. Cette affirmation découle de l'observation de (3.13), où u_t est positif quand $w_{t-1} = 0$ et est inférieur à l'unité quand $u_{t-1} = 1$.

Il s'ensuit de l'argumentation développée jusqu'ici que

$$(3.16) \quad \partial u_t / \partial \bar{v}_t < 0 ,$$

$$\partial u_t / \partial \bar{y} > 0 ,$$

$$\partial u_t / \partial \bar{w}_t < 0 ,$$

$$\partial u_t / \partial \tau_t > 0 ,$$

$$\partial u_t / \partial w_t^* > 0 ,$$

et

$$\partial u_t / \partial \alpha > 0 .$$

Dans (3.16), les inégalités se vérifient également pour les changements dans les valeurs d'équilibre, u_t^e , qui sont stables. Donc, selon cette argumentation, une hausse des salaires versés ou une plus grande tension des marchés du travail, provoquée par les employeurs, produira un taux de chômage plus bas qu'autrement et abaissera quelque taux d'équilibre dont s'approche le chômage. Inversement, si les employés éventuels et ceux actuellement au travail croient les marchés du travail plus tendus ou les salaires plus élevés, il en résultera un taux de chômage plus élevé et en équilibre à un niveau supérieur.

Cette démonstration s'appuie sur l'indépendance entre les conditions réelles et les conditions perçues. Ce qui est peut-être approprié pour l'analyse en courte période, mais ne l'est certainement pas quand le fonctionnement des marchés du travail est envisagé comme un processus continu.

Inévitablement, quand les conditions réelles s'écartent des conditions attendues ou entrevues, il se dessine une certaine tendance vers la révision des perceptions. Comment se façonnent ces attentes est un sujet fort ténébreux dont nous allons reporter l'étude au chapitre suivant. Pour le moment, nous nous contenterons d'examiner les versions les plus simples, disons,

$$(3.17) \quad \tau_t = \bar{\tau}_{t-1}$$

et

$$(3.18) \quad w_t^* = \bar{w}_{t-1}$$

Il est à noter d'après (3.13) et (3.16) que toute réduction du chômage obtenue par l'augmentation de $\bar{\tau}$ ou \bar{w} tend à s'effacer au moins partiellement lorsque les perceptions rattrapent les conditions réelles. Par ailleurs, le fait de discerner pleinement les variations dans les salaires ou la tension du marché engendre des effets qui ne sont pas clairs. A la section deux, nous avons constaté que, pour déterminer si une augmentation de w^* accroissait w_m dans une proportion

plus ou moins grande, il fallait adopter des hypothèses extrêmes et probablement invraisemblables; alors qu'avant de déterminer l'effet d'une augmentation de w^* suivie d'une autre dans \bar{w} sur \bar{p}_t et \bar{q}_t , il faut savoir si cette augmentation dans \bar{w} et w_m accroît ou décroît la probabilité que les emplois offerts soient acceptés. Nous avons également remarqué que l'effet d'une augmentation de τ sur la probabilité intentionnelle de demeurer chômeur n'est pas clair; c'est-à-dire qu'il n'est pas évident si \bar{p}_t augmentera ou diminuera lorsque τ et τ_t augmentent en même temps. Même si \bar{p}_t diminue vraiment quand τ_t et $\bar{\tau}_t$ font l'inverse, l'effet total sur le taux de chômage demeure ambigu, étant donné qu'une hausse dans τ augmente q (que le changement de perception soit juste ou non), ce qui tend à accroître le taux de chômage. En fait, tout ce qui ressort de cette discussion c'est que les variations du taux de chômage résultant de la perception d'un changement réel dans les salaires ou la tension du marché sont moins prononcées que celles produites par un changement dont on ne se rend pas compte. S'il est très possible que l'effet de la perception des changements soit négligeable il n'est pas nécessaire qu'il en soit

ainsi dans notre modèle.

On pourrait vraisemblablement imaginer que \bar{w}_t et w_t^* dans (3.13) seraient bien représentées en termes des variables

$$Dw_t = (\bar{w}_t - \bar{w}_{t-1})/\bar{w}_{t-1} \text{ et } Dw_{t-1} \text{ ou } DP_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1},$$

où P_t est l'indice des prix à la consommation. De plus, l'équation (3.13) pourrait facilement être calculée d'assez près par une fonction implicite

$$(3.19) \quad f(u_t, u_{t-1}, Dw_t, DP_t) = 0$$

bien que celle-ci soit incomplète en termes des variables que nous avons analysées. Enfin, une approximation linéaire adéquate de (3.19) ou (3.13) pourrait nous être fournie par

$$(3.20) \quad f_1(u_t) = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 f_2(u_{t-1}) + \hat{\beta}_3 Dw_t + \hat{\beta}_4 DP_t + e_t$$

où les $\hat{\beta}$ sont les estimations des moindres carrés et e_t , le résidu. Ici le terme "adéquat" est employé au sens où les valeurs de $\hat{\beta}$ sont différentes de zéro de façon significative et où

$$(3.21) \quad \hat{\beta}_2 (\partial f_2 / \partial u_{t-1}) / (\partial f_1 / \partial u_t) > 0 ,$$

$$\hat{\beta}_3 / (\partial f_1 / \partial u_t) < 0 ,$$

et

$$\hat{\beta}_4 / (\partial f_1 / \partial u_t) > 0 .$$

Si tel est le cas, l'équation des moindres carrés

$$(3.22) \quad DW_t = \hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 f_1(u_t) + \hat{\gamma}_3 f_2(u_{t-1}) + \hat{\gamma}_4 DP_t + e'_t$$

aura aussi la propriété selon laquelle

$$(3.23) \quad \hat{\gamma}_2 \partial f_1 / \partial u_t < 0$$

avec une statistique t pour l'hypothèse que γ_2 est égal à zéro, ce qui est identique à la statistique t pour l'hypothèse que β_3 est égal à zéro dans 3.20¹⁵. Le rapport entre les autres $\hat{\gamma}$ et les autres $\hat{\beta}$ est bien plus complexe, mais comme (3.20) s'ajuste bien et étant donné l'argumentation sur la détermination des salaires élaborée à la section cinq, il ne serait pas surprenant que les autres coefficients dans (3.22) soient également significatifs; bien que l'élément capital soit que le signe de l'équation 3.23 et sa signification soient les mêmes que ceux de β_3 dans (3.20).

L'équation (3.22), bien entendu, a la forme de plusieurs des courbes de Phillips qui ont été estimées. Manifestement aussi, le genre de raisonnement mis de l'avant pour en arriver à (3.25) peut servir à justifier l'inclusion dans (3.20) et (3.22) du genre de variables qui apparaissent souvent comme "étrangères" à la courbe de Phillips.

Le raisonnement à l'appui de (3.20) est différent de celui suivi pour expliquer une équation telle que (3.22), généralement considérée comme une explication de la variation des salaires nominaux en réponse aux conditions économiques. L'équation (3.20) énonce que le taux de chômage variera en fonction de changements inattendus ou non perçus

¹⁵Cette identité explicite, dont on ne se rend compte pourtant que rarement, découle de deux faits bien connus. Premièrement, on peut obtenir le coefficient des moindres carrés et l'erreur type pour une variable indépendante donnée en régressant d'abord la variable dépendante et la variable indépendante donnée sur les autres variables indépendantes et en calculant ensuite le coefficient de régression simple pour le résidu de la variable dépendante ou celui de la variable indépendante en question. Le rapport t est également le même, pourvu que l'erreur type d'estimation dans la régression simple soit ajustée afin de tenir compte des "degrés de liberté" perdus dans la première série de régressions. Deuxièmement, le signe et le rapport t du coefficient de régression simple de y sur x sont les mêmes que dans celui de x sur y .

dans les salaires nominaux; mais, jusqu'ici, nous n'avons trouvé aucune explication de la façon dont les salaires nominaux sont eux-mêmes déterminés. Cependant, l'hypothèse d'un coefficient négatif de variation des salaires dans (3.21) indique qu'il y a tout lieu de croire que le coefficient de chômage dans (3.22) est lui même une indication de l'évolution en sens inverse du taux de changement des salaires et du taux de chômage. C'est-à-dire que le rapport exprimé par la courbe de Phillips surgit à cause de la réaction à la variation des salaires nominaux enregistrée dans les embauchages et les cessations d'emploi, et partant dans le taux de chômage, plutôt qu'à cause de la façon dont sont déterminés ces mêmes salaires nominaux.

Ce raisonnement n'exclut pas la possibilité que la courbe de Phillips ou une équation sous la forme de (3.22) puisse représenter adéquatement le processus de détermination des salaires nominaux. Si tel est le cas, il se pose un problème d'identification ou plutôt de pseudo-identification étant donné que les deux équations risquent à coup sûr d'être mal spécifiées et que leurs formes véritables sont inconnues. Autrement dit, les coefficients estimés dans (3.22) peuvent représenter le processus de détermination des salaires, le processus du chômage ou une combinaison des deux.

On pourrait objecter que la méthode suivie pour aller de (3.13) à (3.20) était hautement arbitraire et que (3.20) est mal spécifiée, ce qui est certainement exact. Mais il est douteux que cette méthode soit plus arbitraire ou moins appropriée que la méthode habituelle utilisée pour en arriver aux spécifications exactes de la courbe de Phillips. D'ailleurs, avec des spécifications exactes, les deux formes pourraient correspondre à des différences dans la forme réelle des équations. En fait, nous soutenons à la section cinq que l'équation de détermination des salaires peut être d'une autre forme que (3.22) et de là, que (3.20). Toutefois, une telle hypothèse reste à prouver. Et le danger demeure qu'avec des courbes de Phillips effectivement spécifiées, le rapport observé empiriquement découle d'un rapport tel que (3.13). Bien que les travaux consacrés à la courbe de Phillips reconnaissent le danger que les prix et les salaires soient déterminés simultanément, ils négligent habituellement la possibilité que le chômage et les salaires le soient aussi.

PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE

Jusqu'ici, nous avons supposé que les gens n'avaient qu'une alternative, accepter et conserver un emploi ou en chercher un autre. Il existe évidemment une troisième possibilité: ne pas travailler et ne pas chercher d'emploi; autrement dit, ne pas faire partie de la main-d'oeuvre.

Un individu choisit probablement d'entrer ou non dans la vie professionnelle suivant l'alternative qui offre la meilleure perspective de satisfaction. A son tour, la satisfaction dérivée de la participation à la main-d'oeuvre dépend du salaire réel et de la difficulté d'obtenir un emploi. L'analyse de la section deux peut servir à mesurer le salaire minimum acceptable et la satisfaction dérivée de la participation à la main-d'oeuvre, pourvu que les fonctions soient exprimées en termes de l'utilité dérivée des différents salaires à gagner et du coût d'utilité de chercher un emploi, plutôt qu'en termes monétaires. Ainsi, telle qu'entrevue par un travailleur éventuel, l'utilité dépend de τ et de w^*/P où P est un indice approprié des prix.

L'utilité dérivée de la non-participation à la main-d'oeuvre dépend probablement aussi du revenu réel ou des ressources dont dispose un individu en situation de ce genre, R_N/P , ressources provenant de la richesse existante, des prestations d'assistance sociale, des revenus en nature ou tirés d'emplois occasionnels qu'il peut escompter sans pour autant faire partie de la main-d'oeuvre, ou encore de la part qui lui revient des revenus gagnés par les autres membres de sa famille qui font partie de la main-d'oeuvre¹⁶. Dans la mesure où un revenu de ce genre, R_L/P , est disponible aussi quand l'individu fait partie de la main-d'oeuvre, on devrait en tenir compte dans le calcul de l'utilité dérivée de cette alternative. Ainsi, soient respectivement $U_N(R_N/P)$ et $U_L(\tau, w^*/P, R_L/P)$ les utilités de ne pas faire partie et de faire partie de la main-d'oeuvre, un individu donné fera partie de la main-d'oeuvre si

¹⁶ On pourrait tout aussi bien faire cette analyse en fonction des décisions prises par la famille. Mais comme les considérations purement heuristiques sont les seules qui importent, il semble n'y avoir guère de différence à employer un facteur ou l'autre.

$$(4.1) \quad U_L(\tau, w^*/P, R_L/P) - U_N(R_N/P) = D > 0$$

Il découle du raisonnement qui précède que

$$(4.2) \quad \partial U_L / \partial \tau > 0 ,$$

$$\partial U_L / \partial (w^*/P) > 0 ,$$

et que $\partial U_N / \partial (R_N/P) > 0 .$

Ces inégalités permettent de calculer à partir de (4.1) les dérivées partielles de D, pourvu que la source de revenu de remplacement ne dépende pas du succès de quelqu'un d'autre à trouver un emploi, auquel cas les dérivées partielles de U_N par rapport à w^*/P et τ sont aussi probablement positives.

Aussi bien R_L/P que R_N/P peuvent être fonction du revenu des autres membres de la famille. Si les salaires de ces derniers augmentent, il n'est pas évident lequel de U_L ou U_N augmente davantage. Si l'utilité marginale du revenu décroît et si on estime qu'elle est indépendante des autres variables affectant la préférence pour ne pas travailler, on peut s'attendre à ce que U_N augmente davantage, pourvu d'abord que les frais de l'exercice d'un emploi ne dépassent pas le salaire prévu, i.e. que le revenu net d'un travail ne soit pas inférieur au revenu net acquis en ne travaillant pas, ou encore pourvu que les satisfactions à retirer du travail et du revenu ne soient pas de puissants compléments. Sinon, il semble que $\partial D / \partial w < 0$, où w est le revenu des autres membres de la famille.

L'effet d'une chute des prix ou d'une augmentation simultanée des revenus entrevus et des revenus réels sur la décision de faire partie de la main-d'oeuvre n'est pas évident puisque cela augmenterait les deux termes de (4.1). Comme dans la pratique le taux de variation des prix et celui des salaires ont eu tendance à évoluer ensemble à la hausse à la suite des salaires réels et comme les facteurs démographiques et sociologiques influençant la décision de participer

à la main-d'oeuvre ont changé, il est loin d'être évident qu'on puisse attribuer aux salaires réels une part quelconque du changement dans ce domaine. Par ailleurs, si les salaires effectivement versés à d'autres membres de la famille se comparent assez bien au niveau général des salaires courants, le rapport entre ces salaires, \bar{w} , et les salaires entrevus, w^* , devient fort important et les variations dans les salaires nominaux peuvent avoir une influence décisive.

Bien entendu, appliquée à plusieurs individus, l'équation (4.1) ne se rapprochera probablement pas de zéro en ce sens que des variations d'une telle ampleur peuvent survenir dans les variables qu'il en résultera des changements dans la décision de faire partie de la main-d'oeuvre. Pour certains cependant, cette décision est sans aucun doute appelée à changer. Le taux global de participation à la main-d'oeuvre serait alors donné par une fonction

$$(4.3) \quad L_t/N_t = L(\tau_t, w_t^*/P_t, \bar{w}_t/P_t),$$

où N_t est la population, et où

$$(4.4) \quad \partial L/\partial \tau_t > 0$$

$$\partial L/\partial (w_t^*/P_t) > 0,$$

et

$$\partial L/\partial (\bar{w}_t/P_t) < 0.$$

Le premier terme de (4.4) est le fameux "effet du travailleur découragé"¹⁷. Le dernier effet, à savoir que des salaires plus élevés, s'ils ne sont pas remarqués, réduisent la participation à la main-d'oeuvre, vient de la croyance à l'effet que des salaires plus élevés versés à certains membres d'une famille rendent moins intéressant pour les autres de trouver un emploi rétribué selon l'ancien taux de salaire. En émettant l'hypothèse, après une première approximation, et pour des modèles à court terme, que les deux derniers termes de (4.4) sont sensiblement de la même grandeur, on peut laisser tomber P dans l'équation (4.3). Autre-

¹⁷Cf. par exemple Tella (1964).

ment dit, on peut supposer que le fait de percevoir l'augmentation dans les salaires réels n'aurait aucune influence sur la participation à la main-d'oeuvre.

Nous n'avons pas inclus dans (4.3) la tension effective des marchés du travail, $\bar{\tau}$, car nous croyons que des individus ne peuvent réagir à des conditions qu'ils ne perçoivent pas et qui ne les touchent pas directement. Cependant, cette omission n'est probablement pas justifiée quand il s'agit du taux global de participation à la main-d'oeuvre. Une augmentation de la tension effective du marché du travail se traduira par la réduction du nombre de chercheurs qui ne trouvent pas d'emploi; il y aura donc un plus grand nombre de personnes qui recevront, ou sont assurées de recevoir un revenu d'un emploi dans un avenir prochain; à la suite de quoi l'intérêt de leurs familles à travailler diminuera d'autant. Aussi, au lieu de (4.3), on pourrait assez bien saisir cet aspect en posant

$$(4.5) \quad L_t/N_t = f(\tau_t, w_t^*, \bar{w}_t, \bar{\tau}_t)$$

où

$$(4.6) \quad \partial f / \partial \tau_t < 0$$

et où les autres dérivées partielles sont celles données dans (4.4). L'inégalité (4.6) représente l'hypothèse du travailleur additionnel à laquelle se réfèrent les études sur la participation à la main-d'oeuvre. En supposant que la population s'accroisse au taux γ , alors le paramètre α_t de la section précédente est une fonction

$$(4.7) \quad \alpha_t = \alpha(\tau_t, \tau_{t-1}, w_t^*, w_{t-1}^*, \bar{w}_t, \bar{w}_{t-1}, \bar{\tau}_t, \bar{\tau}_{t-1}, \gamma).$$

D'après la formulation de l'équation (4.5), il s'ensuit que

$$(4.8) \quad \partial \alpha_t / \partial \tau_t > 0,$$

$$\partial \alpha_t / \partial w_t^* > 0,$$

$$\partial \alpha_t / \partial \bar{w}_t < 0 ,$$

$$\partial \alpha_t / \partial \bar{\tau}_t < 0 .$$

Tenant compte de (3.16) dans la section précédente, de $\partial u_t / \partial \alpha_t > 0$, et des dérivées partielles de u_t par rapport aux variables, qui sont les mêmes qu'en (4.8), la réaction à court terme de la participation à la main-d'oeuvre renforce les effets des variables en question sur le chômage. Il ressort également de la formulation de (4.7) que si les valeurs des variables sont les mêmes dans t et $t-1$, α -- le taux de participation à la main-d'oeuvre -- ne dépend seulement que de γ et, en fait, il lui est égal. Ainsi, d'après le modèle, les changements dans la participation à la main-d'oeuvre ne modifient pas les valeurs d'équilibre du taux de chômage. Bien entendu, comme pour le reste, nous en arrivons à cette proposition en négligeant toute hétérogénéité parmi les divers groupes de la population. Pour les salaires et les conditions de la demande sur le marché du travail, l'équilibre repose toujours sur des valeurs exogènes et ne se rapporte qu'au côté "offre" de ce marché.

LES DECISIONS DES EMPLOYEURS ET DES SYNDICATS OUVRIERS

Une entreprise commerciale ou tout autre type d'employeur doit prendre un grand nombre de décisions concernant les prix, l'investissement, la production, l'emploi, etc. Ces choix de l'employeur dépendent simultanément de la situation qu'il croit être la sienne vis-à-vis les divers marchés et de la façon dont il entrevoit leur évolution. Il s'agit là de sujets très complexes et il serait inutile ici d'essayer de construire un modèle qui en intégrerait tous les éléments.

En vue d'une première étude de la détermination des salaires, nous allons supposer que la production de l'entreprise (et de toutes les entreprises) est prédéterminée afin de s'ajuster immédiatement au marché du travail; nous avancerons la même hypothèse pour le stock de capital et les méthodes de production. Nous restreignons notre approche afin de nous concentrer sur le marché du travail et non pour contester l'interaction entre les conditions du marché du

travail et le niveau de production, interaction que ferait ressortir une analyse plus approfondie. Cependant, même dans l'hypothèse d'un niveau donné de production, il n'est pas évident qu'une quantité donnée de main-d'oeuvre soit nécessaire, c'est-à-dire que la production n'existerait pas sans ces travailleurs.

La fluctuation du nombre d'heures fournies par un nombre donné de travailleurs est une source de flexibilité évidente. Il y a aussi possibilité à court terme de substituer des matériaux à la main-d'oeuvre et de reporter à plus tard les tâches courantes qui relèvent essentiellement du domaine de l'entretien. Ainsi, même à court terme, la production ne pourra déterminer que la quantité de main-d'oeuvre qu'il serait souhaitable d'employer.

Par ailleurs, la quantité souhaitable de main-d'oeuvre dépend d'autres facteurs à part le niveau de production. S'il n'est possible de varier les heures de travail seulement qu'en payant les taux de salaire de surtemps, le rapport entre ces taux et les taux standard va influencer sur la quantité souhaitable de main-d'oeuvre. Cependant, si ce rapport est constant, il ne modifiera pas l'analyse qualitative¹⁸. Le travail supplémentaire peut nous donner un modèle à deux régimes où il se produit un déplacement structurel dès que s'applique le travail supplémentaire. Mais c'est un aspect que nous allons laisser de côté. Il reste que le problème du travail supplémentaire pose des difficultés indéniables, surtout pour un modèle qui utilise le genre de données dont nous disposons.

La possibilité de substituer des matériaux à la main-d'oeuvre signifie que le taux de salaire réel (en termes de matériaux) devrait affecter le nombre de travailleurs qu'il est souhaitable d'employer. De plus, le travail d'entretien susceptible d'être reporté à plus tard ne fait pas que modifier les coûts dans le présent pour ensuite s'évaporer; il doit être exécuté. La quantité de main-d'oeuvre nécessaire dépendra alors à la fois de la production et des

¹⁸ Il est facile d'inclure formellement les heures supplémentaires dans le modèle si on part de l'hypothèse que tous les travailleurs fournissent une période normale de travail avant que quiconque fasse des heures supplémentaires. Tel n'est probablement pas le cas; l'ajustement doit être beaucoup plus souple.

écarts accumulés dans le passé entre le travail requis et le travail effectué. Bien que toutes ces considérations soient importantes, nous n'allons pas en tenir compte.

Un dernier facteur qu'influence les coûts de production est le moral et l'efficacité du travailleur. Si le moral est plus qu'un embarras psychologique pour la direction, ou s'il est un motif de départ pour les travailleurs, cela se reflète dans le coût de production. On pourrait avancer l'hypothèse que le rapport entre les salaires effectifs et le salaire courant se répercute sur le moral des travailleurs, mais nous n'allons pas le faire. Le niveau de compétence des travailleurs nous semble plus important, et c'est justement sur quoi Phelps (1970) a insisté.

Supposons que les coûts de production autres que les salaires dépendent du niveau de production, z_t , de la quantité de main-d'oeuvre, e_t , et de la compétence des travailleurs, y_t . Le coût direct de production, c_t^p , est donc une fonction

$$(5.1) \quad c_t^p = c(z_t, e_t, y_t) + w_t e_t .$$

On pose

$$(5.2) \quad \partial c / \partial z_t > 0 ,$$

$$\partial c / \partial e_t < 0 ,$$

$$\partial c / \partial y_t < 0 .$$

Pour obtenir du personnel, l'entreprise doit en embaucher. Comme le personnel peut aussi démissionner ou être renvoyé, le changement dans la main-d'oeuvre employée est l'écart entre les embauchages, h_t , et les cessations d'emplois, composées des abandons volontaires, q_t , et des départs involontaires ou renvois, f_t , y compris la retraite réglementaire ou obligatoire. Il existe des degrés dans les renvois

puisque'un employé peut être mis à pied avec la possibilité d'être éventuellement ré-embauché ou être renvoyé définitivement. Ici, nous ne tiendrons pas compte de cette distinction, en partie parce qu'il n'existe pas de données sur le sujet. Le nombre d'employés nous est donc donné par l'identité

$$(5.3) \quad e_t = e_{t-1} + h_t - q_t - f_t .$$

Parmi ces variables, e_{t-1} est prédéterminée alors que q_t et h_t ne sont pas entièrement des décisions de l'entreprise.

Nous avons déjà discuté les possibilités d'embauchage de la firme à la section trois en liaison avec l'équation (3.10). En ce qui concerne la décision de l'employeur, deux genres de perceptions sont à propos: comment il perçoit la distribution de w_m chez les postulants (et de là aussi, leurs perceptions de τ et w^*) et ce qu'il perçoit être la tension effective du marché du travail. Nous allons laisser de côté ces complexités qui ne mènent à aucun résultat intéressant et nous allons supposer que l'employeur se fonde sur son évaluation de la tension du marché du travail, τ , et du salaire courant, w^* , dans les deux cas. Ainsi, faisant de (3.10) une fonction continue, nous supposons que l'employeur considère la distribution de ses embauchages possibles comme

$$(5.4) \quad p(h_t \geq h_0) = H(h_0, \tau, w^*, w_t, \bar{y}_t) \\ = \int_{h_0}^{\infty} p_h(h, \tau, w^*, w_t, \bar{y}_t) dh .$$

Lorsque le contexte le permet, nous représentons (5.4) par H et la distribution par $p(h)$. Ici, les perceptions se réfèrent à celles de l'employeur, et w_t et \bar{y}_t représentent respectivement le salaire qu'il verse et le niveau minimum de compétence qu'il exige. Il considère probablement (5.4) comme étant caractérisé par

$$(5.5) \quad \partial H / \partial \tau_t < 0 ,$$

$$\partial H / \partial w_t^* < 0 ,$$

$$\partial H / \partial w_t > 0 ,$$

$$\partial H / \partial \bar{y}_t < 0 .$$

De même, à partir de l'argumentation de la section trois, nous pouvons supposer que, pour ses effectifs, le nombre des abandons volontaires est considéré comme une variable aléatoire avec

$$(5.6) \quad p(q_t \geq q_0) = Q\{q_0, (e_{t-1}^{-f_t}), \tau_t, w_t^*, w_t\} =$$

$$\int_{q_0}^{e_{t-1}^{-f_t}} p_q\{q, (e_{t-1}^{-f_t}), \tau_t, w_t^*, w_t\} dq$$

où

$$(5.7) \quad \partial Q / \partial \tau_t > 0 ,$$

$$\partial Q / \partial w_t^* > 0 ,$$

$$\partial Q / \partial w_t < 0 ,$$

$$\partial Q / \partial e_{t-1} > 0 ,$$

$$\partial Q / \partial f_t < 0 .$$

(Nous supposons que ceux qui sont congédiés ne peuvent pas démissionner mais pourraient le faire s'ils n'avaient pas été renvoyés).

Les abandons d'emploi entraînent indirectement des frais et c'est à ce stade que les renvois entrent aussi en ligne de compte. La différence entre les deux est que les travailleurs qui sont congédiés sont ceux que l'employeur tient le moins à garder, alors que tel n'est pas forcément le cas de ceux qui abandonnent leur emploi. Ainsi, on peut

présumer que le licenciement augmente y_t . Que les démissions agissent sur y_t reste à démontrer. Il est raisonnable de supposer que, dans quelque domaine que ce soit, la productivité varie selon les travailleurs et que ces écarts ne se reflètent pas entièrement dans leurs taux de salaires. Cette pratique obéit peut-être à des raisons de commodité administrative. Elle découle peut-être aussi de ce qu'un employeur n'est en mesure d'évaluer avec précision la productivité marginale d'un travailleur qu'après l'avoir eu à son service un certain temps, alors que d'autres employeurs le traiteraient encore comme un travailleur dans la moyenne. Le coût d'option ne reflète donc pas entièrement la valeur de l'employé et l'employeur peut récolter certains des bénéfices qui résultent de cette situation. En d'autres termes, le salaire à l'embauchage d'un employé peut inclure une escompte au risque qui ne disparaît pas totalement lorsque la connaissance de ses capacités fait disparaître le risque. Quand il y a quelque tendance chez les travailleurs plus valorisés à être les premiers à démissionner lorsqu'ils se voient offrir des encouragements à partir, il en résulte en fait des coûts supplémentaires à l'entreprise. De la même façon, on pourrait s'attendre à ce qu'il y ait proportionnellement d'autant moins de travailleurs de ce genre que le nombre des employés récents est plus élevé-- parmi lesquels certains devront être renvoyés. On intègre ces éléments au modèle en supposant qu'ils affectent y . On peut maintenant considérer y_t comme une fonction

$$(5.8) \quad y_t = y(y_{t-1}, q_t, f_t, \bar{y}_t, h_t, h_{t-1})$$

$$\text{où} \quad \partial y_t / \partial y_{t-1} > 0, \quad \partial y_t / \partial q_t < 0,$$

$$\text{et} \quad \partial y_t / \partial f_t > 0, \quad \partial y_t / \partial \bar{y}_t > 0$$

L'effet de h_t n'est pas clair. Si y_t est tel qu'un employé choisi au hasard répondant au moins à y_t soit censé augmenter y , la dérivée est probablement positive, et inversement. L'hypothèse qui semble appropriée est que $\partial^2 y_t / \partial \bar{y}_t \partial h_t > 0$. De même, l'effet supposé de h_{t-1} serait $\partial^2 y_t / \partial f_t \partial h_{t-1} > 0$.

Bien que y_t puisse être aléatoire, même quand q_t et h_t sont connues, on peut le traiter comme déterminé pour simplifier les choses.

L'entreprise a donc quatre variables de décision, w_t , \bar{y}_t , v_t et f_t , qui influent sur les coûts en affectant le taux de salaire, le niveau de l'emploi et la productivité. On suppose qu'il y a un coût de formation inhérent à l'embauchage, disons β par personne embauchée¹⁹. Il faut probablement aussi encourir certains frais pour combler les postes et on supposera qu'ils sont proportionnels aux emplois vacants, soit γ par emploi vacant.

Le coût, c_t , de la main-d'oeuvre et de la production s'établit maintenant comme suit

$$(5.9) \quad c_t = c(z_t, e_t, y_t) + w_t e_t + \beta h_t + \gamma v_t$$

Lorsqu'il s'agit d'en arriver à déterminer les salaires, les postes vacants, les renvois et les qualifications requises, l'hypothèse qui nous vient à l'esprit est que les employeurs établissent ces variables de façon à minimiser les coûts escomptés.

$$(5.10) \quad E(c) = \int_0^{(e_{t-1} - f_t)v_t} \int_0^a \{c(z_t, e_t, y_t) + w_t e_t\} p(h)p(q) dh dq$$

$$+ \int_0^{(e_{t-1} - f_t)v_t} \int_{v_t}^{\infty} \{c(z_t, e_t^b, y_t) + w_t e_t^b\} p(h)p(q) dh dq$$

$$+ \beta \left\{ \int_0^{v_t} h p(h) dh + \int_{v_t}^{\infty} v_t p(h) dh \right\} + \gamma v_t$$

où $e_t^a = e_{t-1} + h_t - f_t - q_t$

¹⁹On pourrait faire varier β , par exemple, selon le nombre de personnes embauchées et leur niveau de compétence - c'est-à-dire, selon les décisions qu'on veut prendre concernant \bar{y} .

et
$$e_t^b = e_{t-1} + v_t - f_t - q_t$$

Tout en étant parfaitement explicite, la minimisation de (5.10) ne nous révèle presque rien. Puisque le calcul des dérivées de (5.10) est long et fastidieux, nous en omettions l'analyse explicite et nous remarquerons seulement qu'au cours de l'exposé, nous avons avancé assez d'hypothèses (au sujet des premières dérivées partielles) pour que 5.10 ait un minimum, d'autant plus que toutes les premières dérivées partielles renferment des termes de signe opposé.

Les problèmes qu'il faut résoudre pour obtenir des résultats significatifs de la minimisation de (5.10) sont des problèmes courants²⁰. Tout d'abord, l'argumentation qui a abouti à 5.10 n'a pas permis de déterminer le signe de plusieurs secondes dérivées partielles de (5.10); seul un raisonnement tout à fait approprié nous les donnerait, du moins dans les limites des arguments invoqués. Cette difficulté se complique du fait que la transcription des secondes dérivées partielles de (5.10) nous vaut des expressions qui occupent facilement une bonne page et qui comportent une foule de termes différents aux signes indéterminés ou contradictoires. Par exemple, les termes renfermant $\partial^2 p(s) / \partial w \partial T$ apparaissent à l'examen des effets des différents degrés dans la tension du marché du travail et on peut très bien soutenir que cette dérivée est positive ou négative. Le seul cas où ce problème de signe ne se pose pas avec acuité est celui de z_i . Il semble raisonnable de supposer qu'une production accrue élève la productivité marginale de la main-d'oeuvre et des compétences. Si l'on considère que les variables importantes sont de l'ordre de $(k - \bar{y}_t)$ et $(e_{t-1} - f_t)$ --soient dans quelle mesure les normes ne sont pas compromises et le nombre d'employés qui ne sont pas renvoyés -- il est raisonnable de supposer que sont négatives toutes les secondes dérivées partielles quant au coût escompté de la production et des variables de décision. Toutefois, même si on poussait la vraisemblance jusqu'à déterminer le signe de toutes les secondes dérivées partielles, ce ne serait guère utile car il n'y a aucune raison de penser que les éléments hors diagonale de la matrice des secondes dérivées partielles de (5.10) sont approximativement

²⁰Cf. Archibald (1965)

zéro pas plus qu'il n'est possible d'attribuer un signe aux éléments de l'inverse de cette matrice. Tout ce qu'on peut conclure, c'est que pour z_i , lorsque la disposition des signes est définitive et qu'ils sont tous positifs, un changement dans z_i provoquerait des changements qui, considérés séparément, ne tendraient pas tous à diminuer l'embauchage escompté.

Les problèmes reliés à l'obtention de n'importe quels résultats qualitatifs à partir de l'hypothèse de la minimisation de (5.10) proviennent en partie de ce que l'employeur exerce un contrôle sur un trop grand nombre de variables. La question est de savoir si le modèle peut être simplifié pour en aboutir à des conclusions précises²¹. Un candidat possible à l'élimination est \bar{y} , puisque ce n'est évidemment pas une donnée observable et qu'on peut soutenir que les normes d'embauchage ne changent pas. Un empirisme non rigoureux suggère que cette dernière hypothèse est très douteuse comme proposition d'ordre général et qu'en soi, elle ne réussit pas à éliminer les difficultés. Cependant, en éliminant une autre variable, il devient possible de faire une analyse qualitative, pourvu qu'on puisse attribuer des signes aux différentes dérivées et que leur arrangement permette d'en tirer des renseignements. Par contre, il n'est pas évident qu'on puisse éliminer une des autres variables et conserver quand même un modèle qui concorde avec les caractéristiques principales des marchés du travail, où il arrive effectivement que les employeurs renvoient du personnel et semblent à l'occasion poser des limites au nombre de personnes qu'il sont disposés à embaucher, limites qu'il leur est tout à fait possible d'atteindre. Il est aussi difficile de croire que les employeurs n'aient aucun contrôle sur les salaires. C'est pourquoi nous n'allons pas recourir à cette méthode pour en arriver à des conclusions d'ordre qualitatif.

Le modèle ainsi élaboré aboutit à quatre équations pour les variables dont les valeurs sont fixées par les employeurs:

²¹ Bien que ce ne soit pas forcément le cas, la conviction que le modèle est bien trop simple et qu'on devrait le rendre plus "réaliste" ne pourrait que compliquer davantage le problème.

$$(5.11) \quad w_t = w(z_t, e_{t-1}, \tau_t, w_t^*, y_{t-1}, h_{t-1})$$

$$(5.12) \quad v_t = v(z_t, e_{t-1}, \tau_t, w_t^*, y_{t-1}, h_{t-1})$$

$$(5.13) \quad f_t = f(z_t, e_{t-1}, \tau_t, w_t^*, y_{t-1}, h_{t-1})$$

$$(5.14) \quad \bar{y}_t = \bar{y}(z_t, e_{t-1}, \tau_t, w_t^*, y_{t-1}, h_{t-1})$$

On remarquera que ces équations ne dépendent ni de l'état réel du marché du travail, ni des salaires effectivement payés par d'autres employeurs, mais seulement des valeurs estimées de ces quantités.

Jusqu'ici, nous avons ignoré un facteur qui peut avoir une importance capitale sur le marché du travail, à savoir, les syndicats. Et ce, en partie parce que dans de vastes secteurs de l'économie, les syndicats ne jouent pas un grand rôle. D'ailleurs, leur effet est loin d'être évident même dans les secteurs où ils sont importants. En particulier, il n'est pas évident que les syndicats puissent enrayer les mécanismes que nous avons déjà décrits.

Il y a, bien entendu, de vastes secteurs de l'économie où les taux de salaire sont établis par voie de négociation collective entre les travailleurs et la direction. Mais règle générale, la négociation ne concerne pas le nombre de travailleurs à employer. En particulier, les syndicats s'engagent rarement à fournir de la main-d'oeuvre à embaucher et à empêcher les travailleurs de quitter leur emploi, quoique la négociation puisse s'étendre au type et au nombre de renvois. Ainsi dans une certaine mesure au moins, les négociations ouvrières sont davantage un moyen pour les travailleurs de transmettre à la direction des renseignements sur w_t^* et une procédure pour régler systématiquement les griefs, réduisant ainsi les démissions, qu'une manifestation en règle de l'exercice d'un pouvoir sur le marché. Il n'en demeure pas moins que les syndicats ont l'autorité de déclencher des grèves, ce qui peut conduire à des salaires types différents des salaires courants si les syndicats n'existaient pas.

Une grève entraîne des pertes pour l'entreprise et pour les employés. Les entreprises tiennent probablement à éviter les frais d'une grève, et en prenant des décisions à cet effet, elles en calculent à la fois le coût éventuel et la probabilité. De même, du point de vue des ouvriers, le calcul repose sur le coût de la grève et sur les bénéfices éventuels qu'ils en retireront s'ils la déclenchent. Cette dépendance réciproque des travailleurs et de la direction sur ce que l'autre partie est susceptible de faire rend équivoque toute analyse des événements à venir, et conditionnelle toute prédiction, puisque fondée sur l'hypothèse de la réaction habituelle de chacune des parties.

Pour un travailleur qui s'attend à être employé après la grève, le coût escompté de celle-ci est tout simplement le salaire actuel multiplié par la durée prévue de la grève, déduction faite de toute indemnité de grève ou autre revenu qu'il peut s'attendre à tirer d'une autre source tant que dure la grève. Ce dernier élément peut varier en fonction de la facilité à trouver un emploi de remplacement, ce qui peut être représenté par des séries comme le taux de chômage et le taux de vacance. Le gain est la valeur actuelle de l'augmentation de salaire obtenue à la suite de la grève, laquelle dépend du taux -- ou de l'offre -- de salaire qui prévaut déjà. Si, une fois terminée, la grève aboutit à une réduction de l'emploi, il faut aussi ajouter les frais encourus pendant la recherche d'un nouvel emploi et la valeur actuelle de tout écart escompté dans les salaires. Ces prévisions ne sont pas nécessairement les mêmes pour tous les travailleurs.

Du côté des travailleurs, les négociations sont menées par des représentants syndicaux qui, du moins dans une certaine mesure, sont responsables envers leurs membres. Ce qui peut avoir deux effets. Premièrement, comme les membres avec le plus d'ancienneté tendent à contrôler le syndicat, ils peuvent envisager une grève avec d'autant plus de sérénité qu'il y a beaucoup d'employés dont l'embauchage est récent, puisque ceux-ci seront les premiers touchés dans le cas d'une réduction du nombre d'employés à la suite d'une grève ou d'une entente pour des salaires plus élevés. Si l'embauchage est flottant, cet élément peut être représenté par le nombre d'employés. Deuxièmement, les syndiqués peuvent se servir de w_t^* pour évaluer les résultats obtenus par

leurs chefs syndicaux, comme les négociateurs s'en servent pour prévoir le résultat de la négociation.

Il est essentiel à tout le processus de négociation que syndicat et employeur soient, de part et d'autre, dans le doute quant à leurs réactions. Cette incertitude se rattache à la probabilité qu'une grève soit déclenchée, à sa durée, et aux effets qu'on en attend. Supposons qu'à n'importe quel moment dans le temps, ces éléments sont représentés par la distribution des probabilités qu'une grève soit déclenchée, qu'elle dure un temps donné et qu'on soit congédié. Toutes ces probabilités dépendent du salaire exigé, w_d , et des paramètres auxquels l'employeur fait face, tels qu'ils sont perçus par les travailleurs. Ainsi, au niveau conceptuel, on peut supposer qu'un travailleur estime la valeur escomptée de l'exigence w_d comme

$$(5.15) \quad E(w_d) = \{1-p(f)\} \left\{ w_d/r - \sum_{t=0}^{\infty} p(s)w_d p(d_t)/(1+r)^t \right\} + p(f)E(w_m)$$

où $p(s)$ représente la probabilité d'une grève, $p(d_t)$, la probabilité qu'elle dure une période t , et $p(f)$, la probabilité d'être renvoyé (en négligeant la dimension temps de la date du renvoi). En supposant maintenant que ces fonctions puissent être adéquatement groupées et fournir les demandes d'un syndicat, on voit que celui-ci essaiera de maximiser une fonction de $E(w_d)$, ou probablement de e_t .

De même, une grève imposera à l'entreprise des coûts qui dépendent probablement du rythme et de la valeur de la production escomptée. Pour éviter une grève, l'entreprise peut augmenter ses coûts de main-d'oeuvre, dans l'espoir qu'un salaire plus élevé en réduise la probabilité ou en raccourcisse la durée éventuelle. Aussi à (5.10) s'ajoute un terme pour le coût escompté d'une grève, terme qui dépend du salaire offert, des effets de la grève sur les coûts et de la probabilité qu'elle soit déclenchée -- comme l'entrevoit l'employeur. La minimisation en règle de (5.10) avec cette addition donnerait le salaire maximum que l'entreprise est prête à offrir pour éviter une grève. De même, la maximisation de la fonction objective du syndicat donnerait une de-

mande minimum.

Bien entendu, une approche aussi statique n'amène pas la fin de l'histoire. Comme la négociation est un processus continu, il serait peut être utile au syndicat ou à l'employeur de fixer un salaire qui tendrait à provoquer une grève si, de ce fait, il pouvait affecter les distributions de probabilité dans l'avenir telles qu'envisagées par l'autre partie. De même, si le maximum de l'employeur est plus élevé que le minimum du syndicat, il y a une marge de manoeuvre à l'intérieur de laquelle une entente peut être conclue. Ce n'est que si le syndicat prévoit exactement les réactions de l'employeur, et vice-versa, qu'on en arrivera sûrement à un salaire défini, et il n'est dans l'intérêt d'aucune des parties de permettre à l'autre de prévoir ses intentions. Toutefois, si la marge d'indétermination est réduite et si les deux côtés jugent la situation de manière assez réaliste, les salaires syndicaux seront déterminés en grande partie par les facteurs que nous avons déjà étudiés.

Les facteurs dont tiennent compte syndicat et employeur dans leur jugement l'un sur l'autre sont en grande partie ceux qui ont fait l'objet de l'étude de tout à l'heure. Ainsi, même si on s'attend à ce que l'existence d'un syndicat -- (et dans un modèle plus complet, le niveau de production) -- agisse sur les salaires, et même si les paramètres étaient différents pour le processus de révision (des salaires), il n'y a aucune raison de supposer que la forme des équations en serait nécessairement changée, pas plus qu'on ne peut présumer du genre des modifications de comportement qui pourraient s'ensuivre. De plus, comme les paramètres varient de toute façon selon les secteurs, la recherche empirique ne permet pas d'attribuer de facto ces différences aux syndicats. Comme, en l'absence des syndicats, l'examen de la détermination des salaires n'aboutit à rien de précis quant aux paramètres et comme les variables en cause demeurent essentiellement les mêmes quand il y a négociation, il semble n'y avoir aucune raison de changer la nature fondamentale du modèle à l'étude. Nous ne nions pas pour autant, par exemple, que, dans l'hypothèse d'une grève, la valeur escomptée des salaires puisse en être affectée ou que la présence d'un syndicat puisse modifier les paramètres du modèle.

Dans le secteur syndiqué, certains aspects de la négocia-

tion peuvent prendre le dessus sur la détermination des salaires et peuvent aussi affecter sérieusement les salaires relatifs. Des changements dans l'exercice du pouvoir des syndicats peuvent aussi avoir des effets de débordement sur les autres secteurs, entre autres en y modifiant w^* . De plus, même si l'exercice du pouvoir des syndicats peut rendre plus difficile l'obtention d'un emploi dans les secteurs syndiqués, les salaires plus élevés en augmentent la valeur d'y trouver un emploi, ce qui provoque abandons d'emploi et pressions sur l'embauchage dans le reste de l'économie et affecte la durée du chômage en général.

L'existence de la négociation collective peut aussi avoir un effet d'un tout autre genre sur la détermination des salaires. Il s'agit de la prolongation de la période entre les changements de salaires. Il va sans dire que, même en l'absence de négociation collective, l'échelle des salaires n'est pas révisée très fréquemment, mais l'existence de contrats en règle, tout en prolongeant probablement la période normale entre les révisions, peut aussi avoir pour effet de diminuer la probabilité que les salaires s'ajustent lorsque le besoin s'en fait sentir. Dans la mesure où ce qui précède est vrai, les facteurs conjonctureaux prennent de l'importance dans le processus de la détermination des salaires, car les effets et les avantages d'un accord dépendent à la fois de la situation actuelle et des circonstances qui se présentent pendant la durée du contrat et parce qu'il peut être très difficile ou très coûteux d'en modifier les clauses qui seraient devenues inappropriées. Et cela vaut pour les deux parties de l'entente.

L'existence de contrats à assez long terme peut mener à un déplacement dans le temps de la révision (des salaires), comme on doit attendre la fin d'un contrat en cours avant répondre à une poussée à la hausse sur les salaires, et peut aussi, par ce biais, ralentir le processus d'ajustement dans l'ensemble de l'économie. Par ailleurs, plusieurs hausses dans les salaires sont négociées à partir d'une évaluation d'une situation passée plutôt qu'à partir de la situation actuelle. Le fait que ces salaires déterminés à l'avance impliquent à la fois des changements absolus et des changements de niveau peut encore rendre plus problématique tout calcul économétrique rigoureux, en introduisant dans le système des décalages importants et variables²².

CONCLUSION

Le modèle qui précède présente au moins autant de difficultés d'ensemble que celui qui figure à la section deux et les conséquences en sont probablement plus sérieuses. D'abord, les décisions des entreprises dépendent de la production projetée de chacune et on conçoit aisément qu'au niveau de la réaction d'ensemble, et la composition de la production et son niveau global ont de l'importance. Encore plus sérieux, peut-être, est le problème que même si à partir d'indices globaux et pour chaque firme, on considère la valeur conditionnelle des perceptions τ et w^* comme des fonctions positives de ces indices et normalement indépendantes des autres variables, il n'y a aucune raison de croire qu'un changement au niveau global amène ou soit associé aux mêmes changements d'ordre qualitatif dans les autres variables. Par exemple, certains salaires peuvent augmenter, d'autres, baisser.

Ce genre de problème peut devenir particulièrement grave lorsqu'on associe les abandons d'emplois aux augmentations de salaires. S'il n'y a que quelques salaires qui augmentent quand le niveau général des salaires est en hausse, l'effet sur les cessations d'emplois en sera beaucoup moindre que si tous les salaires augmentaient. En fait, si une hausse des salaires est le fruit de seulement quelques augmentations et si ces salaires deviennent rapidement partie intégrante des perceptions des autres travailleurs, ne serait-ce que dans une mesure limitée, il est fort possible qu'une augmentation des salaires produise une augmentation des cessations d'emplois, lorsqu'on considère la possibilité des renvois.

L'analyse figurant à la section trois se complique car pour déterminer le niveau de chômage, on doit les introduire dans les équations comme on avait fait pour les abandons d'emploi. Comme il est impossible de mesurer avec quelque certitude comment les diverses conditions économiques se reflètent dans les renvois, l'examen de la question du chômage à la section trois s'en trouve partiellement embrouillée.

Il est intéressant de noter que l'équation (5.11) ne fait

²²Taylor, Turnovsky et Wilson (1973) ont obtenus des résultats intéressants à propos de ces décalages.

pas ressortir de rapport entre les salaires et l'état actuel du marché du travail. Elle fournit plutôt un rapport entre les salaires et, à la fois, la production et les conditions perçues du marché du travail. Bien sûr, si la distinction entre les conditions perçues et les conditions réelle n'avait pas d'importance, et qu'on puisse traiter ces deux facteurs comme identiques, on pourrait alors présumer que les conditions réelles du marché du travail influencent les salaires. En plus de l'équation (3.13) sur le chômage, il y aurait alors un rapport du type de la courbe de Phillips (qui ne ferait probablement pas appel au même choix restreint de variables explicatives utilisées dans l'analyse courante de cette courbe). Quant à savoir s'il serait de quelque façon plus simple que (3.13), ou si on pourrait l'isoler, il s'agit là de questions encore sujettes à controverse. C'est précisément lorsque les conditions perçues et les conditions réelles du marché du travail sont les mêmes qu'on ne peut tirer aucune conclusion du modèle exposé à la section trois. Comme de toute façon l'analyse à la section cinq ne procure aucun résultat de nature qualitative, on peut difficilement soutenir que cette argumentation démontre l'existence d'une courbe de Phillips ou présumer que le rapport observé empiriquement représente effectivement le processus de détermination des salaires.

La théorie élaborée dans ce chapitre est nettement incomplète en ce qu'elle n'englobe pas la façon dont se forment les attentes et les perceptions. Elle n'est pas prête d'aboutir à des spécifications précises pour les différentes équations formulées; et il y a loin de la formulation des équations à leur application aux données dont on dispose actuellement. Ce sont les problèmes qui feront l'objet du chapitre suivant.

Chapitre trois

DIFFICULTES SOULEVEES PAR LA SPECIFICATION, LES DONNEES ET LES PROBLEMES ECONOMETRIQUES

LES PERCEPTIONS ET LES VARIABLES NON OBSERVABLES

Les arguments développés au chapitre précédent et fondés sur des hypothèses concernant le comportement individuel ne nous ont fourni que les indications les plus sommaires sur les rapports globaux. Ils laissent entrevoir pour les agrégats du marché du travail des modèles de la forme générale suivante:

$$(1.1) \quad H_t = H(\bar{w}_t, w_t^*, \bar{\tau}_t, \tau_t)$$

$$(1.2) \quad Q_t = Q(\bar{w}_t, w_t^*, \tau_t, e_{t-1})$$

$$(1.3) \quad F_t = F(w_t^*, \tau_t, z_t, y_{t-1}, e_{t-1}, H_{t-1})$$

$$(1.4) \quad L_t = L(\bar{w}_t, w_t^*, \bar{\tau}_t, \tau_t)$$

$$(1.5) \quad \bar{w}_t = \bar{w}(w_t^*, \tau_t, z_t, y_{t-1}, e_{t-1}, H_{t-1})$$

$$(1.6) \quad \bar{\tau}_t = \bar{\tau}(w_t^*, \tau_t, z_t, y_{t-1}, e_{t-1}, H_{t-1})$$

$$(1.7) \quad \bar{y}_t = \bar{y}(w_t^*, \tau_t, z_t, y_{t-1}, e_{t-1}, H_{t-1})$$

$$(1.8) \quad U_t = U_{t-1} + S_t + F_t + (L_t - L_{t-1}) - H_t = L_t - e_t$$

$$(1.9) \quad \bar{\tau}_t = \tau \{ (U_{t-1} + S_t + F_t + (L_t - L_{t-1})), \bar{v}_t, \bar{y}_t \}$$

$$(1.10) \quad y_t = y(y_{t-1}, Q_t, F_t, \bar{y}_t, H_t, H_{t-1}).$$

Les équations (1.1) à (1.4) expriment les principaux mouvements de la main-d'oeuvre en direction et hors de l'emploi et de la main-d'oeuvre. De (1.5) à (1.8), elles expriment le chômage. (1.5) est l'équation de la détermination des salaires. Les équations (1.6) et (1.7) établissent les conditions du côté demande sur les marchés du travail. (1.9) détermine la tension réelle qui entre dans les autres équations. (1.10) est une équation relative aux compétences qui entre dans d'autres sections du modèle.

Plusieurs problèmes sérieux surgissent quand on essaie de faire fonctionner le modèle décrit de (1.1) à (1.10), sans compter le doute que la méthode d'agrégation ne produise aucun rapport qui soit valable et constant. Le problème le plus grave est celui de la présence dans toutes les équations de variables conjecturales ou conjoncturelles dont on ne connaît pour ainsi dire rien. Il serait tentant de les traiter avec la méthode habituelle d'adaptation de variables conjecturales

$$(1.11) \quad x_t = x_{t-1} + \gamma (\bar{x}_{t-1} - x_{t-1})$$

où \bar{x}_t représente la valeur réelle et x_t , les valeurs entrevues ou probables. Cette approche présente deux défauts. D'une part, elle ne serait guère utile car plusieurs espérances sont en cause, dont τ , qui n'est pas une variable mesurée; on devrait donc avoir recours à des estimations des éléments qui la composent. En conséquence, la technique d'élimination des variables conjecturales à partir de (1.11) et les équations structurelles du modèle nous conduiraient rapidement à des expressions très complexes, à moins qu'on ne soit en mesure d'avancer sérieusement l'hypothèse plutôt invraisemblable que la valeur de γ dans (1.11) est la même pour toutes les perceptions.

D'autre part, ce qui est plus grave encore, c'est l'invraisemblance fondamentale de l'hypothèse à l'effet que (1.11)

soit une méthode sensée pour évaluer des espérances. Le cas où cette hypothèse résulte en un modèle de prévision valable¹, à savoir celui d'un trajet aléatoire observé avec erreur, ne semble guère s'adapter à un système d'équations de la nature de celui qui a donné lieu aux généralisations de (1.1) à (1.10). Au minimum, on s'attendrait à ce que le caractère simultané du système en question affecte les perceptions. De plus, on est évidemment loin de connaître exactement l'ampleur des valeurs percues, comme il pourrait très bien y avoir d'autres variables qui entrent dans le système et qui affectent la formation des espérances ou des perceptions.

Il vaut la peine de s'arrêter un moment à ces difficultés relativement à une perception en particulier, celle du salaire courant, w^* , pour laquelle, de toute évidence, il n'existe pas de données. Parmi les éléments qui pourraient affecter le salaire courant se trouvent la projection des espérances passées, le taux de croissance passé des salaires, un mécanisme qui permette de réviser les espérances antérieures inexactes et enfin, l'échelle des salaires qui prévaut dans différents secteurs de l'économie autres que celui où se concentre l'attention de la personne qui cherche un emploi ou qui emploie de la main-d'oeuvre. Il pourrait être souhaitable aussi d'y introduire des considérations sur la capacité de payer et une échelle des salaires passés. La capacité de payer entre en ligne de compte pour la simple raison que des bénéfices anormalement élevés pourraient indiquer une pénurie de main-d'oeuvre par rapport à la demande et que même si un employeur avec lequel on est directement en contact peut n'avoir aucune intention de partager les bénéfices, on pourrait si on les cherche en découvrir d'autres qui les partageront. Il est probable que le rapport entre les valeurs courantes et les valeurs passées des bénéfices et des salaires versés ailleurs soit plus important que le niveau de ces variables.

En combinant les éléments proposés ci-dessus, on pourrait supposer que

$$(1.12) \quad w_t^* = J(w_{t-1}^*, \bar{w}_{t-1}, g_w, w_t^e, w_h^e, w_{\max}^e, \pi_t, \pi_h),$$

¹Cf. Muth (1960)

où w_t représente les salaires,
 g_w , la croissance passée des salaires,
 w_t^e , (un vecteur des) salaires dans les autres secteurs de l'économie,
 w_h , (un vecteur de) la structure chronologique relative des salaires, peut-être une moyenne de w_t/w^e pour les périodes passées,
 w_{max} , le niveau maximum des salaires dans le passé,
 π_t , le taux de profit, et enfin
 π_h , le taux historique de profit

Dans une période où les salaires sont généralement en hausse, w_{max} est probablement sans effet.

Toute spécification donnée de (1.12) est susceptible d'être hautement arbitraire. En outre, il est loin d'être évident que le processus de formation des espérances ne se modifie pas à mesure que changent les conditions économiques ou que se transforme le caractère de l'économie. En fait, à moins que w^* ne reflète effectivement assez bien la perception de la valeur ex-post des salaires, on peut prévoir que la fonction J changera, et que cette possibilité entraînera des difficultés dans toute formulation qui emploiera des séries chronologiques.

Une spécification possible de (1.12) serait

$$(1.13) \quad w_t^* = \alpha_1 w_{t-1}^* + \alpha_2 (w_{t-1} - w_{t-1}^*) + \alpha_3 w_{max} + \alpha_4 (w_{t-1}^e w_{t-1}^{-e} - w_{t-1}) + \alpha_5 (p_t - \bar{p})$$

Cette formulation combine le modèle d'adaptation des variables conjecturales pour séries croissantes observées de façon inexacte à d'autres facteurs découlant d'événements plus récents ainsi qu'à un reflet de la bonne fortune passée. Le taux de croissance des salaires réside en principe dans $\alpha_1 - \alpha_2$; ce qui suppose que la croissance de l'ensemble des salaires à long terme proviendrait d'un facteur tendanciel

comme l'augmentation de la productivité.

Une autre façon d'inclure la croissance passée des salaires serait de l'introduire directement, peut-être comme une projection en droite ligne ou comme une espérance adaptable. Par exemple, on pourrait exprimer (1.12) comme

$$(1.14) \quad w_t^* = \alpha_1(w_{t-1} + c_t^*) + \alpha_2 w_{\max} + \alpha_3(w_{t-1}^2 w^{-e} - w_{t-1}) + \alpha_4(p_{t-1} - \bar{p})$$

avec

$$(1.15) \quad c_t^* = \beta_1 c_{t-1}^* + \beta_2(w_{t-1} - w_{t-2} - c_{t-1}^*)$$

Cette formulation permet davantage que (1.13) d'élaborer une projection des salaires passés mais elle a moins tendance à continuer de projeter un taux de changement donné, indépendamment des variations antérieures dans les salaires. Si l'on veut que les espérances dans (1.13) se réalisent, un seul taux de croissance des salaires est possible. Tout écart sectoriel dans les taux projetés soulève des difficultés car ce phénomène dérange à son tour la structure traditionnelle du modèle. Ainsi, sont possibles dans (1.13) des espérances incompatibles quant aux taux de croissance dans les différents secteurs ainsi que des différences inappropriées entre les secteurs. Dans (1.14) une foule de taux de croissance des salaires sont possibles, dépendant des espérances dans (1.15). Il est à noter qu'on dispose d'expressions semblables pour les logarithmes de w_t^* , qui mettent surtout les espérances sous forme de rapports.

L'agencement des termes en w est d'une importance considérable dans le fonctionnement du marché du travail. Si dans (1.13) et (1.14) les termes des salaires relatifs sont immédiats, c'est à dire que l'indice en est t plutôt que $t-1$, l'évolution courante des salaires dans les autres secteurs se répercutera immédiatement sur les marchés du travail en cause. Il faudrait souligner, cependant, que si tel était le cas, nous devrions refaire une grande partie de l'analyse figurant au chapitre deux.

Jusqu'ici, nous n'avons pas inclus les variations de prix dans la formation des attentes concernant les salaires. On

peut soutenir qu'elles ne devraient y jouer aucun rôle, étant donné que le salaire courant représente en principe un coût d'option. Toutefois, si les variables de prix dans le passé ont été dans le même sens que les variations de salaires, on peut les employer pour estimer ces dernières. Par ailleurs, les salaires réels sont également importants puisqu'ils affectent le moral des travailleurs. Ainsi, l'un ou l'autre facteur peut justifier l'inclusion dans (1.12) d'un terme qui exprimerait les variations de prix.

Comme le salaire courant est une sorte de prévision, il peut probablement être modifié selon les circonstances, ce qui serait une indication que les méthodes de prévision courantes ou habituelles sont incorrectes. Nous ignorons le genre de changement requis pour rétablir les conditions initiales d'un processus de prévision intuitif ou pour modifier ce processus, mais une telle éventualité peut fournir à la fois un sujet de recherche empirique et une occasion d'établir une politique.

La gamme des choix relatifs aux formulations de w_t^* est suffisamment complexe pour rendre ainsi dire impossible son inclusion explicite dans les modèles empiriques, à moins qu'on ne puisse observer w_t^* d'une façon quelconque. Ces formulations ont l'inconvénient supplémentaire de ne pas refléter la façon dont les salaires sont effectivement déterminés et à laquelle nous avons fait allusion au chapitre deux. Il n'est que raisonnable de supposer que certains aspects de cette détermination conditionnent la formation de la prédiction. Comme les salaires courants ne représentent qu'une parmi plusieurs variables de caractère conjonctural intervenant dans le processus salaires-emploi et comme, dans l'ensemble des cas, des formules de prédiction simples et explicites ne se justifient guère, nous n'allons pas essayer d'en élaborer ni de les introduire explicitement dans les modèles.

L'approche choisie consiste à traiter le vecteur des variables d'anticipation x_t , comme s'il était formulé en fonction des valeurs passées de l'ensemble des variables en question, \bar{x} , et de certaines autres, ξ . Autrement dit,

$$(1.16) \quad x_t = A_1 \bar{x}_{t-1} + A_2 \bar{x}_{t-2} + \dots + A_N \bar{x}_{t-N} + B_1 \xi_{t-1} + \dots + B_N \xi_{t-N}.$$

Les variables incluses dans ξ sont le produit intérieur réel (qui est, de toute façon, le maillon dans le modèle entre le marché du travail et le reste de l'économie et que, d'après la formulation du chapitre deux, on aurait probablement dû traiter comme une variable d'anticipation et taux de changement de l'indice des prix à la consommation. Cette variable de prix peut être importante dans la formation des attentes, notamment au sujet des salaires; elle peut aussi avoir un rôle à jouer conjointement avec les salaires et particulièrement en liaison avec la participation à la main-d'oeuvre en raison de ses effets possibles sur les salaires réels.

Dans (1.16), le tronquage est essentiellement arbitraire. On l'introduit pour rendre une estimation possible. La période exacte, N , varie dans certaines parties ultérieures de l'étude, mais elle est généralement de deux ans. Nous avons limité les séries $\{a_{ij}\}_m$, $m = 1, \dots, N$, pour permettre une estimation de deux façons. (Avec des données mensuelles, deux années de décalage représentent vingt-quatre paramètres distincts s'il n'y a aucune restriction imposée). La première méthode part de l'hypothèse qu'au cours des périodes, toutes les valeurs sont les mêmes. Ceci permet, entre autres, d'inclure seulement la moyenne annuelle passée d'une variable plutôt que toutes ses valeurs distinctes au cours de l'année. La fonction au décalage réparti en cause est une fonction échelonnée. Bien entendu, elle est arbitraire, mais elle est commode pour une première recherche; nous l'avons retenue parce qu'elle nous a permis d'obtenir souvent de si bons résultats qu'elle éclipsait les autres choix. De plus, il est permis de croire que les gens pensent en termes de moyennes ou les changements dans les moyennes sur des périodes prolongées, plutôt qu'en termes d'un schéma de pondération à ajustement plus souple. La deuxième forme de la fonction à décalage réparti dont nous nous sommes servis est celle de la polynomiale à décalage réparti d'Almon (1965).

Les spécifications exactes des variables dans (1.16) sont dans une large mesure arbitraires; et il n'était pas possible de se livrer à une expérimentation très poussée. Tout comme dans le cas des précisions sur les décalages, nous les laisserons de côté jusqu'à ce que nous examinions des modèles particuliers à des chapitres ultérieurs.

La forme de (1.16) est particulièrement commode quand les

variables y correspondent à celles sous forme linéaire de (1.1) à (1.10); car quelques-unes des variables semblent impossibles à observer et devront en fait être éliminées².

Les variables en question sont les normes courantes d'embauchage, \bar{y} , et les niveaux de compétence, y_t . La substitution

de l'équation (1.7) dans (1.9) élimine les difficultés concernant \bar{y}_t , mais elle introduit dans \bar{y} toutes les variables

conjoncturales du système. Comme \bar{y} n'est pas observable (en fait, c'est une expression abrégée combinant différents facteurs), on doit se servir de (1.9) pour l'éliminer dans les autres équations. Cela entraîne des effets pour les variables de (1.9), effets qui peuvent fort bien venir s'ajouter à, et être qualitalement différents de ceux déjà ressentis via (1.16). y_t est également non observable, mais (1.10)

pourrait (en principe), par procédé récursif, servir à l'exprimer comme une fonction de toutes les valeurs passées du système. On pourrait peut être résoudre adéquatement le problème en tronquant le processus et en substituant dans l'équation où on trouve y_t .

A ce stade, nous avons décidé de continuer et d'éliminer Q_t et F_t (dont nous ne disposons que groupées, d'ailleurs),

dans \bar{y} car les données n'étaient disponibles que pour une partie de la période. Ceci nous a permis de faire une estimation sur une plus longue période et d'en arriver à une spécification comparable pour des équations comprenant des données aussi difficilement accessibles.

Ces substitutions implicites tendent elles-même à ajouter aux différentes équations des termes décalés probablement de la forme de (1.16). La plupart des coefficients et signes qui en résultent sont inconnus. Il en est de même des coefficients et des signes dans (1.16), surtout quand il s'agit d'un ensemble de variables d'anticipation et quand sont regroupés les termes des différentes perceptions impliquant les

²Nous laissons tout simplement tomber d'autres variables déjà mentionnées pour lesquelles on peut difficilement établir des mesures valables: par exemple, les frais encourus à chercher un emploi. Il vaut la peine de souligner que nos données ne reflètent pas encore les modifications majeures apportées récemment à l'assurance chômage.

mêmes variables. Toutefois, le problème n'a guère d'importance puisque, de toute façon, la théorie a souvent été vague sur le sujet des signes des coefficients structurels et que, par ailleurs, les difficultés économétriques relevées à la section trois peuvent attribuer aux paramètres en question des signes différents de ceux qu'est portée à leur attribuer la théorie économique. Et même en admettant la logique de ces substitutions et de cette manière de procéder, il reste un problème majeur, à savoir si les données appropriées sont disponibles.

PROBLEMES SOULEVES PAR LES DONNEES

La première difficulté qu'on rencontre à étudier les marchés du travail est la nature variée et la qualité douteuse des données disponibles. Il arrive fréquemment que les données ne mesurent pas ce dont on a besoin, qu'elles le mesurent par des méthodes peu courantes ou qu'elles ne soient ni comparables, ni complètes. Les données sur les salaires ne se rapportent pas aux mêmes groupes que les données sur le chômage. Les deux séries ne s'étendent pas aux groupes couverts par les données sur les flux de main-d'oeuvre. Il ne s'agit pas là de problèmes mineurs, surtout lorsqu'on étudie un sujet aussi complexe que celui des marchés du travail. Notre étude s'appuie sur plusieurs sources de données qui ne sont pas comparables entre elles mais qu'il a fallu utiliser en l'absence de mesure plus exactes. Un examen sommaire des séries consultées devrait faire ressortir et préciser la nature de ces difficultés.

Le chômage et la main-d'oeuvre

La source de nos données sur le chômage et la main-d'oeuvre est l'"Enquête sur la main-d'oeuvre"³. Il s'agit d'une enquête par sondage effectuée mensuellement auprès d'environ trente mille ménages. Elle a débuté en 1953. Les données portent sur la situation de la population civile et non internée, âgée de plus de treize ans. Elles sont décomposées par âge et par sexe, par région et par sexe, et selon les grandes branches d'activité. Les taux de chômage ainsi que d'autres renseignements dont nous nous sommes servis ont été tirés de cette publication.

³Cf. "La main-d'oeuvre", Statistique Canada, mensuel, 71-001.

La principale difficulté dans l'évaluation du taux de chômage provient de la participation à la main-d'oeuvre. Par suite de changements dans les attitudes, il est fort possible que ceux qui sont sans emploi répondent différemment aux questions portant sur la participation à la main-d'oeuvre, en ce sens que parmi des groupes de personnes dans les mêmes circonstances, les réponses aux questions sur la participation peuvent être différentes. Si tel est le cas, il en résulte une erreur variable dans le taux de chômage, erreur impossible à distinguer des variations dans le chômage structurel. Il se peut aussi que les modifications ou améliorations apportées à l'enquête au cours des années puissent modifier les réponses. Les problèmes les plus sérieux se retrouvent dans les données au sujet des femmes et des jeunes (pour qui les réponses sont souvent fournies par les parents).

Les données par branche d'activité sont suspectes étant donné que la classification des chômeurs semble y avoir été faite au hasard. Cette classification est élaborée d'après la branche d'activité du dernier emploi (plutôt que d'après l'emploi recherché). Les données relatives à certaines catégories ne sont pas disponibles avant 1965 ou encore sont groupées avec d'autres; mais ce problème ne s'est avéré sérieux que lors de l'examen du secteur des services.

L'Enquête sur la main-d'oeuvre fournit aussi des données sur la durée du chômage et sur la situation des personnes au cours du mois précédent recoupée avec leur situation courante (ce qu'on appelle données sur les mouvements bruts). Ces données ne sont malheureusement pas compatibles entre elles. Le nombre de personnes que l'on enregistre actuellement comme sans emploi le mois précédent n'y correspond pas au nombre de personnes en chômage depuis un mois ou plus et encore moins au nombre de personnes qui ont été inscrites comme sans emploi au cours du mois précédent⁴. Enfin, lorsque nous avons entrepris cette étude, elles ne se recoupaient pas avec d'autres éléments.

Embauchages et cessations d'emploi

Les données relatives aux embauchages et aux cessations d'emplois ont été recueillies jusqu'en août 1966⁵. Inter-

⁴Les données sur les mouvements bruts ne sont pas publiées

rompue à cette date, la série n'a pas été remplacée par une autre. Elle était fondée sur une enquête semestrielle auprès des établissements employant au moins dix personnes et auprès des entreprises exploitant plus d'un établissement, indépendamment du nombre d'employés. Il n'est pas évident pourquoi on a décidé de l'abandonner.

Les données en question enregistrent chaque mois les embauchages et les cessations d'emplois ainsi que l'emploi total à la fin du mois. On y inclut aussi les travailleurs à temps partiel ainsi que ceux en grève ou en lock-out, mais pas les travailleurs occasionnels engagés depuis moins de six jours. Contrairement à l'Enquête sur la main-d'oeuvre les personnes temporairement mises à pied (moins de 30 jours) y sont incluses parmi les personnes employées et non parmi celles qui ont cessé de travailler. On n'y fait aucune distinction entre les nouveaux embauchages et les ré-embauchages de personnes mises à pied pour une période prolongée. Les données sur les cessations d'emploi volontaires et involontaires n'y figurent pas. Comme le secteur chasse et pêche et l'administration publique en sont exclus, et à cause de la restriction quant à la dimension des établissements, les chiffres ne s'étendent qu'à environ soixante-dix pour cent de l'emploi. Il faudrait souligner en dernier lieu que la différence entre les embauchages et les cessations d'emplois n'y reflète pas forcément la variation enregistrée dans l'embauchage, probablement en raison des difficultés soulevées par la main-d'oeuvre occasionnelle.

Emplois vacants et placements

Un troisième groupe de données se rapporte aux placements et aux postes vacants. Elles ont été tirées des dossiers du ministère de la Main-d'oeuvre et de l'Immigration du Canada, ainsi que des dossiers de son prédécesseur, la Division du service national de placement⁵. Il s'agit de statistiques administratives provenant des activités du service de placement du gouvernement fédéral. Il en résulte un sérieux désavantage puisque les données sont fragmentaires et soumises à toute évolution du rôle joué par cette division. D'autre

⁵Cf. "Taux des embauchages et des cessations d'emplois dans certaines industries", Statistiques Canada, semestriel, discontinué en août 1966, 72-006

⁶On en trouve une étude dans Thomson (1966).

part, il s'agit des seules statistiques dont on dispose dans le domaine, et malgré leur nature intrinsèque et les défauts inhérents aux statistiques administratives, elles semblent être d'une grande qualité.

Les données sont construites à partir de trois séries de base. La première se rapporte aux postes vacants signalés, c'est-à-dire aux demandes de travailleurs adressées au service de placement. Ces chiffres concernent les emplois disponibles immédiatement ou dans les trente jours. La deuxième se rapporte aux placements, c'est-à-dire aux postes pourvus par le service de placement. Ici les chiffres sont décomposés en placements permanents et occasionnels. La troisième série désigne les postes vacants annulés, autrement dit les postes qu'on signale ne plus être vacants, soit qu'ils aient été comblés sans intervention du service de placement, soit que les employeurs ne tiennent plus à les pourvoir. Malheureusement, les motifs des annulations ne sont pas précisés. La série qui reste concerne donc les postes restés vacants, qui sont les postes vacants encore à pourvoir et non annulés à la fin du mois. Ces données sont disponibles suivant la classification des activités économiques au niveau choisi⁷.

Salaires

Il y a une grave pénurie de renseignements valables et comparables sur les salaires au Canada, pénurie surprenante, compte tenu de l'importance des salaires, en soi ou en rapport avec l'inflation. Le salaire est avant tout un prix, le prix d'une certaine quantité (en temps) de travail⁸. Envisagés sous cet angle, les salaires ressemblent aux autres prix dans l'économie. Cependant, comme en règle générale un employé ne se consacre qu'à un seul employeur, il est difficile d'en déterminer le prix ou montant qui lui équivaut. On pourrait proposer que le salaire hebdomadaire en est une mesure appropriée. Cependant, on admet généralement

⁷Elles sont également disponibles sur une base régionale. A remarquer que les choses ne sont pas aussi simples qu'elles le paraissent. Malgré un compte courant ainsi que des vérifications périodiques et mensuelles, il y a quand même des écarts qui surgissent.

⁸Bien entendu, cette définition ignore le travail à la pièce.

qu'en pratique et pour de courtes périodes, il y a un dilemme entre le travail et les loisirs, de sorte qu'en gros, une personne qui travaille moins qu'à plein temps devrait gagner proportionnellement moins. De même, le travail supplémentaire est rémunéré en supplément et souvent à un taux horaire bien plus élevé. Dans certains cas, le taux horaire peut suffire à indiquer le prix de la main-d'oeuvre; mais il faut faire attention car les conditions de l'emploi, y compris le temps qu'un travailleur peut s'attendre à passer au travail, peuvent encore servir à déterminer le prix en question. Ainsi, un travailleur pourrait très bien estimer que différents taux horaires représentent le même "prix" s'ils correspondent à différentes heures de travail. En dépit de cette difficulté, on peut probablement représenter le prix de la main-d'oeuvre soit par le taux horaire normal, soit par le salaire hebdomadaire, selon la nature du travail et selon que l'unité de travail de base est une heure ou une semaine.

Un deuxième problème majeur dans la détermination des salaires découle des avantages sociaux de toutes sortes dont bénéficient les employés. En règle générale, ces avantages sont assimilés à des revenus en nature plutôt qu'à une simple rémunération en espèces; et si ce n'était qu'ils sont souvent francs d'impôt, on pourrait s'attendre à ce que les travailleurs leur attachent moins de valeur que s'ils encaissaient la somme d'argent équivalente.

Même si on mesurait d'une façon satisfaisante le taux de salaire correspondant à une forme d'emploi particulière ou spécifique, il se pose un problème d'agrégation quand il s'agit d'obtenir un chiffre pour une catégorie de main-d'oeuvre plus vaste. Il est évident que les solutions à ces problèmes dans les séries statistiques disponibles ne sont pas particulièrement satisfaisantes. La "main-d'oeuvre est un facteur de production très diversifié, tout comme la notion de "biens" représente un amalgame hautement diversifié de produits individuels. La diversité porte sur les talents et les connaissances acquises. Si on disposait des taux de salaire s'appliquant à des types d'emploi donnés ou à des types de travail, on pourrait estimer le taux de salaire pour la "main d'oeuvre" comme un nombre-indice représentant une moyenne pondérée des taux de salaire reçus par différents individus ou versés pour différents types de travail. Les services de statistique au Canada n'établissent aucune donnée de ce genre, qui aurait une portée étendue et serait recueillie fréquemment. Nous devons plutôt nous fier à des

données qui comportent pour le moins certaines faiblesses.

La série qui nous semble la plus souhaitable est celle des nombres-indices des taux de salaire moyens, publiés chaque année par le ministère du travail du Canada⁹. Ces indices comprennent les emplois autres que les emplois de bureau. Les données sont tirées d'une enquête sur les taux de salaire effectuée annuellement par le ministère du travail pour la dernière période de paye du troisième trimestre. Elles sont fondées sur les taux de salaire moyens calculés pour chaque emploi dans chaque industrie et pour lesquels on établit un indice dans chacune des cinq régions du Canada. Ces taux (eux-mêmes des moyennes courantes pondérées) sont ensuite groupés pour former des indices à l'aide de coefficients de pondération mesurés en tenant compte de l'occupation, de la région et de la catégorie d'emploi industriel (autre que les emplois de bureau) pour la période 1963-1965. (L'indice de base, 100, correspond à 1961). Les principaux défauts de cette série statistique sont les suivants: (a) elle est seulement annuelle, (b) elle ne comprend que les emplois non administratifs et (c) la combinaison particulière d'un système de moyennes courantes suivi d'un système de moyennes pondérées. Ce dernier facteur est négligeable. L'avantage de la série est le fait qu'elle soit fondée sur les taux de salaire, et que la variation dans les occupations au sein des entreprises ne se reflète pas dans la variation des indices sans qu'il y ait au moins une certaine variation dans les taux de salaire.

Deux autres séries établies par le ministère du travail du Canada se présentent aussi sous forme de taux de salaire moyens. Ces séries comprennent les taux de base (taux de salaire horaires normaux des travailleurs qualifiés les moins payés dans chaque unité de négociation) versés en vertu des conventions collectives s'appliquant aux unités de négociation de cinq cents employés ou plus. L'industrie de la construction en est entièrement omise. Le groupe de travailleurs inclus représente à peu près le sixième de la main-d'oeuvre. La première série, portant sur les taux en vigueur, est un indice-chaîne (étant donné que la population fluctue) dont les coefficients de pondération sont le total des employés faisant chaque année l'objet de l'enquête. La deuxième série

⁹Cf. "Taux de salaire, traitements et heures de travail au Canada", ministère du travail du Canada, Information Canada, annuelle.

enregistre les hausses moyennes accordées en vertu des conventions intervenues au cours d'une période. Dans le cas des contrats de plus d'une année, l'augmentation totale est répartie au prorata sur les taux annuels, selon une méthode qui laisse à désirer.

Les défauts de ces séries statistiques ressortent clairement. Premièrement, elles ne portent que sur les grandes conventions collectives. Deuxièmement, elles concentrent trop sur les taux de base. Troisièmement, leur décomposition sectorielle -- industrie manufacturière, divisée en biens durables et non durables d'une part et autres industries -- est plutôt étroite, et leur envergure dans le temps, plutôt limitée, puisqu'elle n'existent que depuis 1965.

Heureusement, nous disposons de renseignements sur les contrats s'appliquant aux unités de négociation de cinq cents employés ou plus pour la période 1953 à 1968. Nous avons mesuré les taux de changement des salaires de base pour tous les groupes importants. Il a fallu calculer les taux annuels d'augmentation prévus dans chaque contrat signé au cours de la période et en faire la moyenne pour tous les contrats utilisant le nombre d'employés en cause comme coefficient de pondération. Dans la plupart des secteurs, le manque de contrats séparés nous a empêché de calculer des séries trimestrielles, sauf pour l'ensemble des contrats et pour l'industrie manufacturière. Pour le secteur de la construction et le secteur finances, assurances et affaires immobilières, les renseignements sur les contrats n'étaient pas disponibles sous une forme utilisable. Nous devons souligner enfin que les contrats étudiés diffèrent entre eux; et qu'en raison de limites du champ d'observation, on ne peut se servir des écarts entre les salaires négociés et l'indice du taux de salaire pour déduire directement les écarts dans l'échelle des salaires entre le secteur syndiqué et le secteur non-syndiqué.

Les autres séries disponibles concernent les salaires moyens sous une forme ou une autre. Nous en employons deux qui ont été établies à intervalles mensuels et depuis assez longtemps. Il s'agit des gains horaires moyens¹⁰ et de la rémunération hebdomadaire moyenne¹¹. Les gains horaires mo-

¹⁰ Heures-hommes, Gains horaires et Salaires hebdomadaires moyens, Statistique Canada, mensuel, 72-003.

yens ne s'appliquent qu'aux travailleurs pour lesquels on conserve un relevé des heures de travail. Ces chiffres ne sont disponibles que pour l'industrie minière, l'industrie manufacturière et la construction. La rémunération hebdomadaire moyenne s'applique à tous les salariés et employés actuellement au travail ou en congé avec solde. Les deux séries sont tirées d'une enquête auprès des établissements de vingt employés ou plus. On y insiste particulièrement sur la rémunération hebdomadaire moyenne, étant donné qu'il s'agit d'une donnée qu'on peut compléter dans les secteurs où elle n'existe pas en utilisant, par exemple, le revenu moyen dans la fonction publique, calculé en divisant la masse salariale du gouvernement par le nombre de ses employés, tel qu'indiqué dans l'Enquête sur la main-d'oeuvre. Il y a eu une interruption dans cette série vers la fin de 1956, pendant la révision de la classification des activités économiques (CAE), mais l'effet en a été négligeable.

L'emploi des séries sur la rémunération n'est pas sans problème. Même dans le cas des mêmes travailleurs, une mesure comme le salaire hebdomadaire varie en fonction de la somme de travail effectuée dans une période donnée. Il en est de même du salaire horaire quand les heures supplémentaires entrent en ligne de compte. Et non moins graves sont les changements dans la composition de l'emploi entre différentes catégories où s'appliquent des salaires différents, puisqu'ils modifient les indices. Autrement dit, considérés comme un nombre indice, les coefficients de pondération des salaires individuels varient d'une période à l'autre avec les changements dans la composition de l'emploi. A priori, les taux de salaire devraient être plus élevés dans les emplois instables, à caractère saisonnier ou cyclique. Il est probable également que les variations cycliques dans l'emploi ne se reflètent pas uniformément dans la structure des salaires des entreprises. En conséquence, des variations dans l'activité économique peuvent facilement modifier les mesures fondées sur le salaire moyen, même si pour chaque emploi prévaut la même échelle de salaire¹². Si tel est le cas, les études qui rapprochent ces données sur les "taux de sa-

¹¹ L'emploi et la rémunération hebdomadaire moyenne, Statistique Canada, mensuel, 72-002.

¹² L'idée n'est guère nouvelle. Cf. par exemple Eckstein (1968).

laire" et le niveau chômage devraient être abordées avec prudence, car les rapports décelés risquent d'être faux ou de se prêter à une interprétation toute autre que l'interprétation conventionnelle. Cet aspect du problème, dû au fait que nous ne disposons pas des indices de salaire appropriés, introduit inévitablement une certaine ambiguïté dans les études fondées sur les chiffres en question. Les avantages à les utiliser sont leur portée étendue et leur périodicité. Les résultats qu'on en tire sont profitables en ce qu'ils sont comparables aux résultats obtenus par d'autres chercheurs. C'est ainsi que dans leurs études, Vanderkamp (1966) et Bodkin, Bond, Reuber et Robinson (1967) ont utilisé les gains horaires moyens alors que Kaliski (1964) s'est servi de la rémunération hebdomadaire moyenne.

DIFFICULTES ECONOMETRIQUES

Les études de l'activité du marché du travail et, notamment, des mécanismes d'ajustement des salaires et de l'emploi soulèvent bon nombre de difficultés économétriques. La première difficulté est que le rapport envisagé fait partie d'un système d'équations simultanées déterminant d'autres variables dans le système. Dans les situations de ce genre, les économistes sont portés à affirmer que les méthodes d'équations simples sont "mauvaises" et à recourir aux techniques statistiques d'équations simultanées comme celle des moindres carrés à deux degrés¹³.

Nous n'utilisons pas les techniques d'équations simultanées dans cette étude pour plusieurs raisons. Premièrement, l'analyse en section un des substitutions pour les variables endogènes non observables **signifie que nous n'en estimons pas la forme structurelle, mais toujours une version semi-réduite.** En fait, dans les équations étudiées plus loin, les seules variables endogènes apparaissant comme variables explicatives sont les emplois vacants qui entrent dans l'équation sur les embauchages ou les placements, ainsi que les salaires, qui entrent dans la même équation et dans celle sur les cessations d'emploi. Les deux apparaissent dans quelques équations sur le chômage et sur les mouvements bruts (de main-d'oeuvre). Ces variables elles-mêmes, censées cor-

¹³Ces techniques sont expliquées dans les textes économétriques courants comme ceux de Johnson (1970) ou de Goldberger (1964).

respondre à celles que déterminent les employeurs, ne dépendent seulement que des variables conjoncturelles ou décalées. Si, dans les équations qui engendrent ces variables, les perturbations étaient indépendantes de celles qui se produisent dans les équations des embauchages et des cessations d'emplois, le modèle pourrait être traité comme étant récursif et, sous une forme linéaire, les moindres carrés en seraient l'estimateur approprié. (Si cette hypothèse ne se vérifie pas, on obtiendra une forme équivalente par observation, mais les coefficients n'en seront pas les coefficients types. Deuxièmement, même si tel n'était pas le cas, la présumée infériorité des moindres carrés peut être illusoire même avec un modèle spécifié correctement¹⁴. Troisièmement, nous n'avons aucune intention d'élaborer un modèle complet à équations multiples pour plus d'un sous-secteur du marché du travail et même s'il en était question, il n'y aurait aucun espoir qu'il soit spécifié correctement. La très grande variété des versions possibles de la courbe de Phillips même illustre bien la difficulté d'obtenir une spécification correcte d'un bout à l'autre du modèle. Dans un tel cas, où on doit reconnaître qu'une spécification erronée est un danger réel, la prétendue supériorité des estimateurs d'équations simultanées dans les situations d'échantillons finis est encore plus contestable. Quatrièmement, alors qu'il existe une solution aux autres problèmes économétriques dans le cadre d'un modèle à équations simples, ou qu'au moins il est possible d'en analyser les difficultés, rien de ce genre n'est possible avec le modèle à équations simultanées. Enfin, les études antérieures [aisaient surtout appel à la méthode des équations simples¹⁵ et il est loin d'être évident qu'une analyse de régression d'équations simples ne soit pas de toute façon la technique appropriée. Autrement dit la question pertinente est de savoir quelle est la distribution.

¹⁴ Due à des expériences de simulation, la principale preuve avec échantillon fini est ambiguë. Cf. par ex. Cragg (1967). Même s'il n'en était pas ainsi, des résultats de ce genre devraient être accueillis avec circonspection. Cf. Thornber (1968). Le préjugé habituel est fondé avant tout sur des résultats asymptotiques dont il reste à démontrer la pertinence dans le cas de petits échantillons.

¹⁵ Quand elle a été utilisée, la méthode des équations simultanées concernait surtout les prix plutôt que le chômage.

de la variable dépendante étant donné les valeurs des variables "explicatives", même si celles-ci sont stochastiques ou endogènes. En ce qui concerne la courbe de Phillips, il s'agit d'établir à quel taux de changement dans les salaires il faut s'attendre étant donné le niveau du chômage, et non pas de savoir, à partir d'une équation simultanée, et étant donné les valeurs de certaines variables prédéterminées, quel taux de changement dans les salaires il en résultera ou quel effet accompagnera le taux de chômage correspondant. Et cette approche à la courbe de Phillips est d'autant plus adéquate qu'il est difficile de concevoir que cette courbe, au moins dans sa forme simple, est une équation structurelle spécifiée correctement. De plus, les modèles utilisés sont fortement non linéaires lorsqu'on les considère comme un système d'équations simultanées et qu'on ne dispose pas d'estimateurs appropriés.

La deuxième type de problème économétrique tient au fait qu'on ne peut traiter les variables qu'en tant qu substitués des forces économiques pertinentes. Comme nous l'avons constaté à la section précédente, les données que nous devons utiliser comportent des imperfections. De plus, même si elles mesuraient avec une entière précision les quantités qu'elles représentent, selon toute vraisemblance, elles ne mesureraient pas les variables économiques appropriées. C'est particulièrement le cas lorsqu'on utilise différentes valeurs décalées des variables dépendantes pour estimer des variables d'anticipation.

La situation sous une forme stylisée peut être décrite comme suit¹⁶

$$(3.1) \quad Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t$$

où Y_t est la variable dépendante, X_t , un vecteur $1 \times K$ des "véritables" variables explicatives, β , un vecteur des coefficients et ε_t , une perturbation aléatoire. Au lieu d'observer Y_t , on observe

$$(3.2) \quad Z_t = X_t \Gamma + N_t$$

¹⁶ On trouve dans Cragg (1970) une analyse plus poussée de ces problèmes et la dérivation des résultats mentionnés.

Ici Γ est une matrice $K \times K$ de coefficients et N_t représente les perturbations. Ensuite, on se sert de Z_t à la place de X_t pour "estimer" β . Même si Γ est une matrice diagonale, les signes des coefficients, a , qui sont effectivement estimés dans le (véritable) rapport,

$$(3.3) \quad Y_t = Z_t a + U_t ,$$

ne sont pas forcément les mêmes que ceux de β . C'est là une bonne raison de ne pas juger un rapport estimatif sur "l'exactitude" des signes plutôt que sur la validité de l'ajustement. De plus, s'il y a un deuxième ensemble de variables-substitut, disons

$$(3.4) \quad Q_t = X_t D + M_t$$

les coefficients à la fois de Z_t et de Q_t dans la régression (de population) de Y_t sur Z_t et Q_t peuvent être différents de zéro. Toutefois, s'il existe d'autres substituts concurrentiels pour une variable donnée, le coefficient qui donne le meilleur ajustement est celui le plus près de la vraie variable, c'est-à-dire celui dont la perturbation dans (3.3) a la variance la moins prononcée. Il pourrait être encore plus sage d'utiliser l'un d'entre eux comme variable instrumentale. Ces résultats signifient qu'on ne saurait écarter automatiquement la possibilité que des variables n'ayant théoriquement aucune place dans une équation puissent avoir un effet non négligeable, peut-être avec un signe "bizarre", à partir d'un raisonnement qui ne tient pas compte de leur caractère de variables-substitut. Il faudrait s'en souvenir tout au long des recherches qui suivent. Il vaut la peine de remarquer que ces problèmes sont en effet semblables à ceux rencontrés par Theil (1954) dans l'agrégation -- un ensemble de problèmes qui peuvent aussi influencer sur notre étude.

Il n'y a guère de doute que notre recherche subit tous les inconvénients causés par des données inappropriées. Comme nous l'avons souligné à la section précédente, les indices de salaire disponibles sont probablement loin de ce que nous recherchons. Il en est de même des emplois vacants, qui

sont l'une des variables-substitut pour la tension du marché du travail. Comme il s'agit des statistiques de travail d'un organisme qui n'est au courant que d'une fraction des postes vacants, elles ne peuvent en aucune façon représenter les données convenables. En outre, il est loin d'être évident que la tentative de pourvoir un poste en déclarant l'emploi vacant au bureau de placement, ou par toute autre demande en ce sens (qui se traduirait par l'enregistrement d'une vacance à l'Enquête sur les postes vacants récemment instituée), corresponde au geste plutôt passif de fixer un maximum au nombre de personnes qu'on est disposé à embaucher. A moins qu'il ne soit tout simplement impossible d'embaucher quelqu'un sans fournir les efforts requis, les deux actions ne sont probablement pas identiques; pas plus qu'il n'est davantage nécessaire de déclarer un poste vacant à un Centre de main-d'oeuvre du Canada pour combler des postes.

La troisième difficulté d'ordre économétrique est de mesurer ou d'exprimer les variations dans les salaires en tant que variables dépendantes. Plusieurs des études récentes sur les salaires étaient consacrées à la comparaison des mesures des taux trimestriels de changement dans les salaires à diverses autres variables. Cependant, la formule dont on se sert habituellement pour calculer le taux de changement dans les salaires pose de sérieuses difficultés. La voici, établie pour des données trimestrielles,

$$(3.5) \quad R_4(W_t) = \frac{(W_t - W_{t-4})}{W_{t-4}} = W_t/W_{t-4} - 1.$$

Si l'on se sert de R_4 , c'est qu'on prétend que la plupart des salaires ne varient pas dans une période aussi courte qu'un trimestre, de sorte qu'à un niveau d'agrégation moins élevé, seul le changement annuel est significatif¹⁷. Et c'est une hypothèse raisonnable. Toutefois, elle implique avant tout qu'on ne devrait employer $R_4(W_t)$ qu'à intervalles annuels. Utilisé par trimestre, chaque changement individuel dans les salaires aura tendance à être "compté" quatre fois parce que le même changement est inséré dans la variable dépendante à chacun des trois trimestres suivants. Dans le même ordre d'idées, dans les modèles de régression, les coefficients de perturbation à partir de changements individuels seront comptés quatre fois et il en résultera une forte autocorrélation dans les résidus et une tendance à

exagérer la précision avec laquelle les équations individuelles s'ajustent aux données.

Pour être précis, supposons que les salaires sont divisés en **quatre** groupes, $W_t^1, W_t^2, W_t^3, W_t^4$, selon le trimestre pendant lequel des changements s'y produisent. Supposons également que le taux de changement de chaque groupe est décrit comme

$$(3.6) \quad \Delta W_t^j / W_{t-1}^j = x_t \beta + \epsilon_t$$

lorsque t se rapporte au même trimestre que j ; et

$$W_t^j / W_{t-1}^j = 0$$

lorsque t se rapporte à un trimestre différent de j . Ici, x_t est un vecteur des variables indépendantes au moment d'observation t , β , un vecteur des coefficients, et ϵ_t , un coefficient de perturbation. Alors,

$$(3.7) \quad R_4(W_t) \approx \sum_{i=0}^3 \sum_{j=1}^4 W_{t-1}^j / W_{t-i-1}^j = \sum_{i=0}^3 x_{t-i} \beta + \sum_{i=0}^3 \epsilon_{t-1}$$

De même,

$$(3.8) \quad R_4(W_{t-1}) \approx \sum_{i=0}^3 x_{t-i+1} \beta - \sum_{i=0}^3 \epsilon_{t-i-1}$$

¹⁷L'argument semble remonter à Dicks-Mireaux et Dow (1959); le fondement empirique en est erroné. Certains salaires peuvent être révisés fréquemment; d'autres ne le sont que tous les deux ou trois ans. Ces derniers prévoient des augmentations à un moment donné; d'où certaines augmentations de salaire qui ne se produisent pas au moment où elles sont effectivement décidées. Pour compliquer la situation, certaines hausses de salaire surviennent à la suite d'un contrat signé longtemps auparavant. Taylor, Turnovsky et Wilson (1973) ont tenté de résoudre ce problème. Voir aussi Wilton (1969) et Sparks et Wilton (1969) pour des approches fondées sur examen explicite des contrats.

On remarquera que trois des quatre termes de chacune des sommes dans (3.8) se présentent également dans (3.7). En supposant que les ε_t dans (3.6) sont distribués de façon indépendante avec une variance σ^2 et une moyenne 0, il s'en-

suit que la variance de $\sum_{i=0}^3 \varepsilon_{t-i}$ est $4\sigma^2$, et sa covariance

avec $\sum_{i=0}^3 \varepsilon_{t-i-1}$, $3\sigma^2$, ce qui donne un coefficient d'autocorrélation de .75 et laisse prévoir heuristiquement une statistique Durbin-Watson approximative de 0.5. Cependant, l'autocorrélation n'en est pas une du premier degré.

Si le raisonnement est juste, l'équation à estimer toute désignée est (3.6); mais dans la plupart des cas, les données ne nous permettent pas d'isoler les salaires qui ont effectivement changé au cours d'un trimestre donné de ceux qui ne l'ont pas fait. L'alternative à (3.7) ou (3.6) est

$$(3.9) \quad R_1(W_t) = \Delta W_t / W_{t-1} = \frac{\sum_{j=1}^4 \Delta W_t^j}{\sum_{j=1}^4 W_{t-1}^j}.$$

Dans le numérateur de (3.9), un seul des quatre termes est différent de zéro. Ainsi pour le premier trimestre, $R_1(W_t)$ est en fait

$$(3.10) \quad R_1(W_t) = \Delta W_t^1 / \sum_{j=1}^4 W_{t-1}^j.$$

Si on pose

$$\alpha_1 = W_{t-1}^1 / \sum_{j=1}^4 W_{t-1}^j,$$

alors,

$$(3.11) \quad R_1(W_t) = \alpha_1 X_t^\beta + \alpha_1 \varepsilon_1.$$

Le modèle pour R_1 est virtuellement le même que (3.7).

Cependant, au cours de trimestres successifs, les valeurs de α_i peuvent changer et ce n'est qu'en supposant que le

quart des salaires varie à chaque trimestre qu'on est en droit d'employer $R_1(W_t)$ dans des trimestres successifs; ce qui ne saurait être tout à fait en règle.

Le problème s'aggrave du fait qu'on ne puisse pas se servir d'un indice des taux de salaire pour W_t mais qu'on doive plutôt se contenter la plupart du temps d'une échelle quelconque de revenus moyens. Comme nous le verrons au chapitre quatre, les données sur les revenus présentent une allure saisonnière prononcée. Cela découle d'abord de la durée moyenne variable de la semaine de travail, et peut-être encore davantage des changements dans la composition type des emplois et des industries avec le temps. Une telle caractéristique nous incite à employer $R_4(W_t)$ qui tend à éliminer ces variations saisonnières, ce qui, même ici, ne serait pas tout à fait juste, à moins d'imaginer que tous les groupes obtiennent au cours de l'année les mêmes augmentations en pourcentage; car l'existence de coefficients mobiles de pondération provenant des changements dans la composition industrielle de l'emploi entraîne que la composition de nos données varie d'un trimestre à l'autre. Le même problème se pose avec des données désaisonnalisées. Dans l'ensemble, nous n'allons pas trop en tenir compte puisqu'il s'agit de problèmes inhérents au fait de traiter les chiffres sur les revenus moyens comme s'ils étaient un indice des taux de salaire.

Il nous reste donc quatre choix: (1) employer $R_4(W_t)$ par trimestre et négliger les autocorrélations; (2) employer $R_1(W_t)$ avec des données simulant les fluctuations saisonnières ou avec des données désaisonnalisées et espérer que les coefficients puissent être traités normalement, comme s'ils étaient les mêmes d'un trimestre à l'autre; (3) employer $R_1(W_t)$ en imposant aux coefficients dans des trimestres successifs des contraintes de proportionnalité au lieu de contraintes d'égalité, méthode qui rend les calculs beaucoup plus complexes sans pour autant avoir quelque autre avantage; ou enfin, (4) essayer d'utiliser R_4 sous la forme donnée par l'approximation dans (3.8). Le dernier choix oblige lui aussi, à effectuer des calculs d'une complexité qui les rend difficiles à justifier, à moins d'y voir de sérieuses raisons¹⁸. D'un point de vue logique et pratique, il nous reste donc les choix (1) et (2), au moins pour les travaux ex-

ploratoires.

Une dernière alternative est de supposer que le modèle pourrait être spécifié en logarithmes. On remarquera que (3.6) est une approximation à changement fini car $d \log W = dW/W$. Cette alternative serait d'employer

$$(3.12) \quad \Delta \log W_t = \log W_t - \log W_{t-1}.$$

Si W était agrégé de façon logarithmique, il y aurait élimination de la plupart des problèmes soulevés par les valeurs différentes de α ; mais W est en fait agrégé arithmétiquement, d'où encore une fois la difficulté d'employer (3.12).

La dernière difficulté d'ordre économétrique est de choisir entre les diverses spécifications de rechange pour une équation, surtout quand des variables ou des formes différentes sont en jeu. Lorsque le problème s'est posé de façon sérieuse, nous avons adopté une solution bayésienne. Nous avons accordé des probabilités préalables égales aux diverses spécifications. Dans chaque modèle de régression, nous nous sommes servis de "préalables" impropres pour les paramètres β et σ

$$(3.13) \quad f(\beta, \sigma) \propto |X'X/T|^{1/2} (2\pi)^{k/2} \sigma^{-(k+1)}.$$

Ce qui équivaut à l'expression plus courante d'être "aplati" sur β et $\log \sigma$ sauf que les préalables sont essentiellement "aplaties" sur les paramètres mesurés comme déviations standard de y et x , étant donné les autres variables, afin d'é-

¹⁸ La technique consiste à se servir des moindres carrés généralisés d'Aitken. Si dans (3.6) les erreurs sont indépendantes l'une de l'autre et si la même proportion des salaires change à chaque trimestre, il est facile de calculer la matrice d'autocorrélation des résidus à l'aide de $R_4(W_t)$.

Cependant, il n'y a pas d'avantage réel à procéder ainsi, puisqu'on en revient à la spécification de $R_1(W_t)$ sauf dans la mesure où on élimine le facteur saisonnier en faisant la moyenne avant de calculer $R_4(W_t)$. Taylor, Turnovsky et Wilson (1973) ont eu recours à ce procédé. Bien entendu, les résultats seront différents de ceux obtenus à partir de $R_1(W_t)$, surtout si la spécification fondamentale est implicitement différente.

viter les difficultés qui surgiraient normalement si l'on regraduait les variables (délibérément ou par mégarde). C'est d'autant plus nécessaire que les unités de mesure facilement comparables ne sont pas évidentes pour les divers choix. Etant donné D et en supposant que les perturbations sont normalement distribuées, on obtient pour les spécifications de rechange, H_i , des probabilités à posteriori

$$(3.14) \quad p(H_i | D) \propto (2\pi)^{-(T-K_i)/2} T^{-k_i/2} (S_i)^{-T}$$

où S_i est l'erreur type d'estimation de la régression, K_i , le nombre des éléments dans β , et T, le nombre d'observations.

Lorsque les variables dépendantes sont les mêmes, ainsi que le nombre de paramètres, la comparaison des probabilités "postérieures" dans (3.14) équivaut à la comparaison des erreurs types d'estimation. Lorsqu'une hypothèse découle directement d'une autre, les chances en faveur de l'hypothèse plus large par rapport à l'autre sont exprimées par une fonction monotonique de la statistique F vérifiant l'hypothèse nulle à l'effet que l'hypothèse plus étroite est juste contre l'hypothèse que la plus large l'est. Lorsqu'en fait nous n'examinons pas toutes les alternatives raisonnables ou lorsque les résultats qualitatifs sont les mêmes, nous exprimons les résultats en termes des statistiques plus courantes F et t plutôt qu'en termes des chances dans (3.14), étant donné que toute façon cette partie de la recherche est grandement arbitraire.

RESUME DES REMARQUES SUR LA THEORIE ET SUR LA SPECIFICATION

L'analyse des chapitres deux et trois fait ressortir plusieurs points essentiels que l'on peut résumer ainsi:

- 1) Les considérations théoriques laissent à entendre que le fonctionnement du marché du travail et la détermination des variations de salaire et autres quantités représentent un problème de taille. La théorie ne propose pas
 - a) la forme des équations
 - b) les signes de plusieurs paramètres.

- 2) Les variables d'anticipation jouent probablement un très grand rôle. Elles se rapportent non seulement aux variations de salaire et aux variations de prix, mais aussi à tous les facteurs. Actuellement, il n'existe aucune méthode pour les mesurer ou déterminer comment elles sont formées.
- 3) Au problème de spécification et à celui inhérent au caractère non observable de plusieurs variables, il faut ajouter le caractère global des données disponibles, leurs faiblesses, et l'obligation de représenter les déterminants non observables par des variables-substitut; ce qui entraîne
 - a) des problèmes d'identification,
 - b) des coefficients estimés qui ne sont pas forcément représentatifs des quantités théoriques.

En conséquence, une grande part de l'étude qui suit est davantage un travail d'association et de description plutôt qu'une série de tests et d'estimations pour des modèles bien établis. Et malgré que nous ayons été guidés dans la spécification par l'acquis théorique et par l'expérience des autres, nous n'avons guère l'assurance que les résultats soient autre chose qu'une indication des processus susceptibles d'être à l'oeuvre.

Chapitre quatre

CARACTERE SAISONNIER DES MARCHES DU TRAVAIL

INTRODUCTION

Presque toutes les activités sur les marchés du travail présentent un caractère saisonnier prononcé. Le phénomène n'est pas seulement lié à l'année scolaire ou à l'emploi des étudiants en été; des éléments saisonniers d'un caractère marqué se manifestent dans l'ensemble de la main-d'oeuvre. Ces éléments reflètent plutôt la nature du climat canadien et les caractéristiques saisonnières qui en résultent pour de nombreuses industries.

Bien qu'il soit possible, en principe, d'observer directement l'élément saisonnier dans plusieurs des séries qui nous intéressent, les données nécessaires ne sont pas recueillies pour l'instant. C'est ainsi que l'Enquête sur la main-d'oeuvre ne pose aucune question sur la durée prévue ou la nature de l'appartenance à la main-d'oeuvre. On en est donc réduit à estimer les éléments saisonniers à partir des chiffres globaux dont on dispose.

Etant donné la nature et l'étendue des séries disponibles ainsi que le genre de problèmes étudiés, il ne sert à rien d'entreprendre une analyse détaillée des séries chrono-

giques de données; mais, en même temps, il est difficile de voir comment traiter les problèmes associés à la saisonnalité de ces mêmes données.

Les deux méthodes habituelles de traiter les problèmes de saisonnalité dans les modèles de régression consistent à employer des variables saisonnières fictives avec des coefficients variant à un rythme saisonnier ou bien à employer des données désaisonnalisées. La première méthode a le gros désavantage d'accroître considérablement le nombre de paramètres à estimer. Et ceci, d'autant plus qu'on a toutes les raisons de croire, et la preuve apportée plus loin dans ce chapitre tend à le confirmer, que les saisonniers dans une variable varient avec d'autres variables. Avec les décalages introduits dans les modèles, nous ne disposons que d'observations échelonnées sur quinze ans et parfois moins; ce qui a rendu la façon de procéder extrêmement complexe aussi bien à cause du nombre réduit de degrés de liberté qu'à cause de la dimension des modèles. En tout cas, étant donné qu'une grande partie de la variance des variables dépendantes comme indépendantes est due aux variations saisonnières, et étant donné la forte possibilité que ces éléments saisonniers soient reliés à la fois aux éléments saisonniers et non saisonniers des autres variables, il y a un réel danger que les coefficients estimés ne se prêtent à aucune interprétation et soient une combinaison variable de facteurs saisonniers et non saisonniers, entraînant le grave problème d'une spécification erronée. Supposons que le modèle véritable se présente comme suit:

$$(1.1) \quad Y_t^{s(j)} = \gamma_j + X_t^{s(j)} \beta_j + X_t^{NS} \gamma_j + \epsilon_{tj}^{s(j)}$$

$$(1.2) \quad Y_t^{NS} = \delta_0 + X_t^{NS} \delta_1 + \epsilon_t^{NS}$$

$$(1.3) \quad Y_t = Y_t^{s(j)} + Y_t^{NS}$$

$$(1.4) \quad X_t = X_t^{s(j)} + X_t^{NS} ,$$

où l'indice supérieur $s(j)$ est l'élément saisonnier lorsque j est la saison où tombe t , et NS, l'élément non saisonnier.

Ainsi, à moins que les $X_t^{s(j)}$ ne soient une série de constantes, il n'existera aucun modèle de la forme

$$(1.5) \quad Y_t = \alpha_j + X_t \theta_j + \varepsilon_t$$

où les coefficients variant avec la saison α_j et θ_j sont constants pour différentes observations dans la même saison.

Comme la méthode pour employer des paramètres à variation saisonnière est impraticable et de validité douteuse, nous préférons utiliser des données désaisonnalisées, quoique cette manière de procéder soit probablement tout aussi arbitraire et que l'éventualité d'un nombre réduit de degrés de liberté demeure un problème inquiétant. Cependant, au lieu d'avoir recours à ces données complètement à l'aveuglette, nous examinons dans ce chapitre les schémas saisonniers que révèlent les méthodes courantes de désaisonnalisation et nous proposons un nouvel ajustement susceptible d'être utile dans le cas de données à composante saisonnière aussi marquée que les nôtres.

Nous avons procédé à la désaisonnalisation à l'aide de la méthode de désaisonnalisation II (utilisée couramment à la direction du Recensement) telle qu'incorporée au programme d'ordinateur X-11¹. Nous croyons que cette méthode rend compte adéquatement des variations saisonnières². Elle a l'avantage de s'adapter à une structure saisonnière qui est en train de se modifier (lentement). Toutefois, elle suppose que les facteurs saisonniers tendent à s'annuler au cours de l'année. Si, au lieu de cela, on peut imaginer ce facteur saisonnier comme un terme supplémentaire (non négatif) qui s'ajoute à un terme non saisonnier, alors, en fin d'année, le facteur saisonnier moyen aura une valeur positive quelconque. De plus, si la structure saisonnière se modifie, ce terme supplémentaire donnera lieu à des varia-

¹Cf. Shiskin, Young et Musgrave (1967)

²Cette méthode peut ne pas être aussi douteuse qu'elle le paraît, du moins pas par rapport aux autres méthodes. Cf. Grether et Nerlove (1970), qui ont étudié les difficultés statistiques et conceptuelles dans la désaisonnalisation et apporté une certaine justification à la croyance qu'une méthode standard pouvait être efficace.

tions dans les données désaisonnalisées. En outre, si l'amplitude des variations saisonnières dans une série se rapproche de celle d'une autre série, il en résultera une certaine association entre les séries désaisonnalisées correspondantes. De même, si l'amplitude des variations saisonnières dans une série est reliée à l'élément non saisonnier d'une autre série, il pourrait y avoir dans les séries désaisonnalisées une association fondée sur ce rapport, plutôt ou aussi bien que sur une association quelconque entre les éléments non saisonniers.

L'ajustement supplémentaire apporté aux données est basé sur ces considérations. Nous supposons que l'"amplitude saisonnière", représentée particulièrement par le taux de chômage désaisonné, est reliée aux conditions économiques générales³.

Nous nous sommes servis aussi d'une tendance quadratique. Nous avons ensuite postulé que les variations saisonnières étaient nulles quand leur niveau était au minimum (ou au maximum, dans certains cas où les variations pourraient être envisagées comme négatives). Puis, nous avons réajusté les données désaisonnalisées en les multipliant par le rapport estimatif entre elles-mêmes et le minimum saisonnier pour obtenir de nouvelles données. La méthode s'éclaircira d'elle-même lorsque nous l'emploierons à la prochaine section. Enfin, il faudrait souligner que nous étudions la saisonnalité dans ses grandes lignes, telle que révélée par la méthode habituelle de désaisonnalisation, et que nous ne cherchons pas à expliquer l'origine structurelle du phénomène.

SAISONNALITE DANS L'EMPLOI ET LA MAIN-D'OEUVRE PAR AGE ET PAR SEXE

Nous avons ajusté les données de l'Enquête sur la main-d'oeuvre pour la période comprise entre janvier 1953 et novembre 1970, période pour laquelle les données étaient disponibles lorsque nous avons entrepris ce travail.

³Nous aurions pu continuer itérativement après avoir "purgé" le taux de chômage d'une moyenne saisonnière, à nous en servir pour établir une nouvelle structure saisonnière et ainsi de suite. Mais le caractère primitif de la méthode nous porte à croire qu'elle ne vaut pas la peine d'être appliquée.

Les écarts absolus moyens entre les données brutes et les données désaisonnalisées, exprimés en pourcentage de la main-d'oeuvre désaisonnalisée révèlent l'envergure des fluctuations saisonnières dans l'emploi et la participation à la main-d'oeuvre. Ces chiffres, décomposés par âge et par sexe, sont resumés au tableau I. Comme prévu, la saisonnalité est bien plus accusée chez les jeunes travailleurs, mais elle est néanmoins significative dans chacun des groupes. Un aspect remarquable est la tendance beaucoup plus prononcée de la main-d'oeuvre féminine à s'ajuster à l'emploi saisonnier.

On ne peut s'attendre à ce que demeurent constants les schémas saisonniers dans l'emploi et la participation à la main-d'oeuvre⁴. Ils peuvent se modifier soit en raison de l'importance changeante des industries saisonnières dans l'économie, soit en raison des fluctuations saisonnières variables dans les industries. Ils peuvent aussi être affectés par le niveau de l'activité économique. Pour étudier ces possibilités, nous avons calculé les régressions des chiffres bruts sur les chiffres désaisonnalisés et multiplié par cent pour l'emploi et la main-d'oeuvre. Les variables indépendantes étaient douze variables de simulation mensuelles, lesquelles furent multipliées par le temps puis par le taux de chômage désaisonnalisé. Le "temps" a été défini comme une variable augmentant d'un douzième par mois, et prenant la valeur zéro en décembre 1962. Les taux de chômage utilisés étaient ceux pour les différents groupes étudiés, celui chez les hommes de 25 à 44 ans et le taux de chômage global⁵. Le choix était limité entre les différents taux de chômage; comme le second semblait offrir un léger avantage, nous nous en sommes servi dans les calculs ultérieurs.

Le tableau II présente les valeurs de \bar{R}^2 pour ces régressions. Dans l'ensemble, elles sont très élevées même lorsqu'on se sert de variables de simulation figurant à la première colonne du tableau. L'addition des variables de temps à ces variables de simulation améliore grandement l'ajustement. Les nouvelles valeurs de \bar{R}^2 apparaissent

⁴Cf. Smith (1964)

⁵Nous n'avons pas effectué tous les calculs avec le taux de chômage pour les différents groupes dans les régressions sur la main-d'oeuvre.

dans la deuxième colonne du tableau II. Nous obtenons une dernière amélioration significative en incluant l'un ou l'autre des taux de chômage, comme l'indique les trois dernières colonnes. A remarquer, les schémas saisonniers se transforment effectivement et sont bel et bien affectés par le chômage.

Le tableau III présente les coefficients de régression estimatifs calculés pour les différents groupes. Les coefficients pour les variables de simulation font assez bien ressortir les schémas saisonniers, quoique ces derniers soient évidemment modifiés par les autres termes. Un coefficient positif pour le temps indique que les schémas saisonniers s'amplifient si le coefficient correspondant pour la variable de simulation est supérieur à l'unité. L'inverse se produit si le coefficient est inférieur à l'unité. Les coefficients pour le chômage indiquent des effets semblables. Nous ne mentionnons le résultat des tests de signification au seuil de cinq pour cent que pour les coefficients de la tendance et du chômage.

Le chômage se mesure à partir de l'écart entre la main-d'oeuvre et l'emploi. Le taux de chômage est le rapport entre le chômage et la main-d'oeuvre. La saisonnalité dans le chômage découle de la saisonnalité à la fois dans l'emploi et dans la main-d'oeuvre, et c'est de là qu'une mesure en est dérivée⁶. Comme la saisonnalité dans l'emploi et la main-d'oeuvre varie dans le temps et avec le taux de chômage, on s'attendrait à ce que cela se reflète aussi sur le niveau du chômage. Si on utilise les coefficients figurant au tableau III pour établir les schémas saisonniers dans l'emploi et la main-d'oeuvre, le rapport implicite entre le taux brut et le taux de chômage désaisonnalisé devient une fonction non linéaire du taux de chômage désaisonnalisé. Ainsi, soit E_p le rapport du taux brut au taux de chômage désaisonnalisé, estimé à partir des régressions, soit L_p le rapport correspondant pour la main-d'oeuvre et E_s et L_s , l'emploi et la main-d'oeuvre désaisonnalisés, le rapport, R , du taux brut au taux de chômage désaisonnalisé devient

⁶On remarquera cependant que le taux de chômage désaisonnalisé habituellement cité est obtenu en désaisonnant le taux de chômage lui-même.

$$(2.1) \quad R = \{1 - (E_s/L_s) \times (E_p/L_p)\} / \{1 - E_s/L_s\}$$

Nous avons calculé les valeurs de ce rapport à l'aide de la valeur moyenne annuelle du taux de chômage désaisonnalisé et de la tendance pour 1969. Nous avons également calculé les dérivées de R par rapport au temps et par rapport au taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans. Les résultats figurent aux trois dernières colonnes du tableau III. Les calculs font ressortir certaines fluctuations saisonnières très marquées, probablement attribuables en grande partie à l'imprécision des autres estimations.

Une méthode de rechange serait d'estimer les régressions pour le rapport du chômage désaisonnalisé. A cette fin, nous nous sommes servis du chômage désaisonnalisé plutôt que de l'écart entre l'emploi désaisonnalisé et la main-d'oeuvre désaisonnalisée. Nous n'avons effectué les calculs que lorsque la dimension des groupes impliqués (chiffres arrondis aux dix mille) justifiait le recours à la méthode de désaisonnalisation. Les résultats en sont résumés au tableau IV. Encore une fois, il y a des fluctuations saisonnières prononcées dont l'évolution dans le temps est marquée par des changements appréciables et affectée de façon significative par le taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans. Bien que dans l'ensemble les schémas saisonniers concordent largement chez les différents groupes, il existe également quelques écarts importants.

Le sommaire des résultats des calculs de régression figure au tableau V. En nous servant des valeurs moyennes pour 1969 du taux de chômage désaisonnalisé et de la tendance, nous indiquons dans ce tableau le mois où le rapport des chiffres bruts aux chiffres désaisonnalisés, calculé pour l'emploi et la main-d'oeuvre est à un maximum et à un minimum et où il est à un minimum pour le taux de chômage et le chômage. Nous mentionnons également le facteur saisonnier, défini comme l'écart absolu entre le rapport estimé des valeurs brutes aux valeurs désaisonnalisées pour le mois indiqué et la moyenne des rapports estimés pour une année, et calculé à l'aide des valeurs de la tendance pour 1969 et de la moyenne annuelle du chômage, toujours en 1969, chez les hommes de 25 à 44 ans.

Le tableau V indique enfin l'effet de la tendance et du

taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans. La comparaison porte sur la différence entraînée par un changement d'une unité dans la tendance, T, (autrement dit une année de plus) ou par un changement d'un point en pourcentage dans le taux de chômage désaisonnalisé, U, chez les hommes de 25 à 44 ans. Quand il s'agit de déterminer des valeurs maxima, on mesure ces effets par le changement produit dans l'écart entre les facteurs saisonniers calculés et leurs moyennes annuelles. Dans le cas des valeurs minima, on emploie les valeurs négatives correspondantes. Ainsi, des valeurs positives indiquent que les fluctuations saisonnières deviennent plus prononcées avec le temps ou avec un taux de chômage croissant chez les hommes de 25 à 44 ans⁷.

Le tableau V fait ressortir plusieurs faits intéressants. D'abord les fluctuations maxima ou minima surviennent rarement dans le même mois à la fois à l'intérieur d'un groupe et entre groupes. Dans un grand nombre de groupes, l'emploi et la main-d'oeuvre n'atteignent pas leur maximum ou minimum au cours du même mois, bien que l'écart dépasse rarement un mois. Il est assez rare que l'un de ces mois soit celui où le rapport calculé pour le chômage ou le taux de chômage soit à son minimum. Il y a aussi beaucoup de variété dans les signes ainsi que dans l'ampleur des effets de la tendance et du chômage sur les schémas saisonniers dans l'emploi et la main-d'oeuvre. En outre, il existe une ambiguïté considérable quant aux effets sur le chômage, étant donné que les effets calculés sont souvent différents pour le niveau du chômage et le taux de chômage, même au cours du même mois. Comme prévu, le facteur saisonnier dans l'emploi et la main-d'oeuvre est beaucoup plus important chez les jeunes travailleurs. Dans les trois premiers groupes d'âge, l'emploi saisonnier a tendance à être plus élevé chez les hommes, bien que ce soit plutôt l'inverse chez les autres groupes d'âge.

Le chômage saisonnier découle de la saisonnalité dans l'emploi et la main-d'oeuvre et surgit soit parce que l'ampleur du facteur saisonnier varie, soit parce que les sché-

⁷Comme dans certains cas il est possible de changer le mois où les fluctuations saisonnières seraient à leur maximum ou à leur minimum en employant d'autres valeurs pour le temps et le chômage, les valeurs obtenues pourraient exagérer quelque peu l'effet produit.

mas saisonniers ne sont plus les mêmes. Comme on peut le voir dans les tableaux III, IV et V, les deux possibilités se manifestent dans l'économie canadienne. En fait, il s'agit là d'une caractéristique des données, à savoir que le chômage saisonnier est souvent au dessus de la moyenne quand l'emploi et la main-d'oeuvre sont à leur maximum ou à leur minimum.

Pour faire ressortir ces caractéristiques des schémas saisonniers, il a fallu apporter quelques ajustements à l'emploi et à la main-d'oeuvre désaisonnalisés. D'abord, nous avons déterminé quel aurait été le niveau de la main-d'oeuvre et de l'emploi si chacune des données mensuelles désaisonnalisées s'était présenté dans le mois où ils atteignaient chacun leur maximum plutôt que dans le mois où elle a été effectivement observée. Pour effectuer ces calculs, nous avons employé les coefficients et les mois indiqués respectivement aux tableaux III et V. Les chiffres obtenus correspondent en quelque sorte à ce qui se produirait dans l'économie si la main-d'oeuvre et l'emploi saisonniers étaient toujours au maximum. Puis, nous avons calculé les mêmes chiffres pour les mois où l'emploi et la main-d'oeuvre atteignent leur minimum dans chaque groupe. Ceci correspond à ce qui se produirait en l'absence de main-d'oeuvre et d'emploi saisonniers. Enfin, nous avons effectué le calcul pour les mois où le chômage atteint son minimum⁸, ce qui correspond aux occasions où le niveau de l'emploi rejoint presque celui de la main-d'oeuvre.

Les résultats de ces ajustements figurent au tableau VI. Les données sur le chômage sont exprimées en pourcentage de la main-d'oeuvre définie dans les mêmes termes. Si la main-d'oeuvre désaisonnalisée sert de dénominateur, on obtient des résultats qualitativement semblables, bien que les écarts soient inférieurs. Ces calculs font ressortir un certain nombre de caractéristiques intéressantes: d'abord, remarquons que chez les hommes, le taux de chômage est bien inférieur au taux désaisonnalisé dans les mois où l'emploi et la main-d'oeuvre sont au maximum alors qu'il est plus élevé dans les mois où ils sont au minimum. C'est exactement l'inverse qui se produit chez les femmes. Chez les jeunes travailleurs, les deux taux de chômage sont

⁸ Les calculs ont été basés sur le taux de chômage lorsqu'il s'est avéré impossible de mesurer de façon raisonnable le chômage désaisonnalisé.

typiquement supérieurs au taux désaisonnalisé. Enfin, toujours pour ce groupe, selon nos calculs, les positions relatives des taux de chômage mesurés à partir du maximum et du minimum dans la main-d'oeuvre et l'emploi saisonniers ont été inversées avec le temps.

Le tableau VII indique les effets d'ensemble de la tendance sur les écarts entre les taux de chômage désaisonnalisés et les taux tels qu'ajustés. L'écart s'élargit entre les taux normalisés pour les mois de participation à la main-d'oeuvre et d'emploi maximum et le taux désaisonnalisé. Comme les écarts sont négatifs en règle générale, l'effet de la tendance est de rapprocher les deux chiffres. C'est l'inverse pour le mois où l'emploi et la main-d'oeuvre sont au minimum; les taux de chômage correspondants se rapprochent également des taux désaisonnalisés chez les hommes, mais non chez les femmes.

Ces résultats indiquent que la tendance dans les schémas saisonniers de l'emploi et de la main-d'oeuvre est telle que les variations saisonnières du chômage deviennent une caractéristique moins accentuée de l'économie. Un autre fait intéressant est que la hausse des taux de chômage, à première vue, semble se refléter dans les taux de chômage désaisonnalisés, tend à disparaître lorsque les taux sont normalisés aux mois où l'emploi et la main-d'oeuvre sont au minimum. Il vaut la peine de noter que les résultats résumés au tableau V suggèrent que cette diminution des écarts entre les différents taux de chômage ne peut être attribuée uniquement à un facteur saisonnier plus faible dans l'emploi et la main-d'oeuvre. La réduction apparaît chez les groupes comme les jeunes travailleurs ou les femmes âgées de 25 ans et plus pour lesquels les tendances fondamentales sont en principe positives. Dès lors, un facteur saisonnier plus faible dans le taux de chômage n'indique pas nécessairement que le chômage de nature saisonnière est en train de décroître. Les résultats suggèrent plutôt que la saisonnalité dans l'emploi, bien qu'en hausse pour de nombreux groupes, se révèle incapable de répondre aux besoins en main-d'oeuvre saisonnière ou de fournir des emplois temporaires à ceux qui font partie de la main-d'oeuvre en permanence.

On peut mesurer le degré de saisonnalité dans l'emploi et la main-d'oeuvre en comparant les niveaux obtenus pour

le mois du minimum et pour les mois du maximum. Les résultats obtenus d'après les chiffres de 1969 pour la tendance et le taux de chômage figurent au tableau VIII. Ces chiffres sous-estiment certainement l'envergure de la saisonnalité, car il doit y avoir des emplois saisonniers exercés au cours des mois d'emploi minimum ainsi que des travailleurs saisonniers dans les mois de participation minimum à la main-d'oeuvre. Même à cela, le degré de saisonnalité est considérable et n'est reflété qu'en partie dans l'emploi saisonnier.

Avant 1953, l'Enquête sur la main-d'oeuvre n'était pas mensuelle. Règle générale, les sondages étaient effectués trimestriellement mais pas toujours dans le même mois du trimestre ou dans la deuxième semaine du mois. Les taux de chômage établis par ces sondages indiquent plutôt les taux de chômage au cours de ces années et servent en particulier d'approximation pour la moyenne annuelle. Le calendrier différent de l'enquête et les schémas saisonniers prononcés dans le chômage mettent en doute la possibilité d'en comparer les chiffres à ceux des années ultérieures.

Pour étudier la question, nous nous sommes servis de facteurs saisonniers calculés d'après les résultats du tableau III pour ajuster les données sur l'emploi et la main-d'oeuvre par groupes d'âge et par sexe. Nous avons supposé que les facteurs applicables étaient ceux pour le mois où se terminait la semaine de sondage, même si la semaine exacte était différente. Nous avons calculé le taux de chômage d'après l'écart entre la main-d'oeuvre ajustée et l'emploi ajusté.

Les résultats sont résumés au tableau IX. On constate que l'ajustement a haussé le taux de chômage moyen à chaque année, à l'exception de 1947. La différence moyenne est légèrement supérieure à trois dixièmes d'un pour cent, soit environ onze pour cent de la moyenne des taux de chômage annuels calculés à partir des données brutes. L'opération sert à démontrer à la fois que les schémas saisonniers affectent sérieusement le taux de chômage et les conclusions qui en découlent et que les données de la période antérieure ne sauraient de toute évidence être comparées aux chiffres ultérieurs.

SCHEMAS SAISONNIERS DANS L'EMPLOI, LE CHOMAGE ET LA MAIN-D'OEUVRE - PAR REGION ET PAR SEXE

Les données de l'Enquête sur la main-d'oeuvre peuvent également être décomposées par région pour étudier la nature du chômage saisonnier. Nous utilisons essentiellement la même méthode que dans la section précédente, sauf pour le taux de chômage désaisonnalisé chez les hommes de 25 à 44 ans que nous remplaçons par le taux régional désaisonnalisé chez les hommes. Comme dans le cas de la décomposition par âge et par sexe, le schéma saisonnier est accentué et varie de façon appréciable en fonction du temps et du chômage. Les résultats des régressions sont resumés au tableau X. Les facteurs correspondent à ceux présentés au tableau V.

On remarque que la saisonnalité est plus marquée chez les hommes dans toutes les régions et pour tous les facteurs, sauf pour le facteur saisonnier de la main-d'oeuvre basé sur les mois du minimum au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique. Chez les hommes, on observe un schéma interrégional assez clair. La saisonnalité de la main-d'oeuvre est la plus prononcée dans les provinces de l'Atlantique, suivies par les Prairies, le Québec, la Colombie-Britannique et l'Ontario, quoique la position relative des deux dernières provinces soit ambiguë. Pour l'emploi, l'ordre décroissant s'établit comme suit: Atlantique, Québec, Prairies, Colombie-Britannique et Ontario.

Chez les femmes, la situation est plus embrouillée. D'après les mois d'emploi et de la main-d'oeuvre maximum, l'ordre est le suivant: Colombie-Britannique, Atlantique, Ontario, Québec et Prairies. D'après les mois du minimum, la Colombie-Britannique est toujours en tête, mais les autres régions présentent des schémas différents, surtout au chapitre de la main-d'oeuvre. La tendance saisonnière révèle des schémas très variés et il est de même du chômage. En ce qui concerne les mois en cause, il y a certains écarts, mais ils ne sont importants que pour l'emploi dans les Prairies et pour le mois calculé du chômage minimum.

Nous avons de plus ajusté les données régionales aux mois de participation à la main-d'oeuvre et d'emploi maximum et minimum, ainsi qu'au mois de chômage minimum. Les résultats pour les différentes régions apparaissent au tableau XI.

L'effet de la tendance apparaît au tableau XII. Comme dans le cas de la décomposition par âge et par sexe, la tendance dans la saisonnalité semble avoir rapproché les différents taux. Par ailleurs, toujours comme dans le cas de la décomposition par âge et par sexe, l'ampleur des écarts entre les taux de chômage n'est qu'un reflet partiel de la saisonnalité fondamentale de l'emploi. Le tableau XIII indique le degré de saisonnalité dans l'emploi et la main-d'oeuvre en pourcentage des mois du maximum et du minimum.

Comme on le constate dans les différents tableaux, il y a beaucoup de variété entre les régions; elles connaissent différents degrés de saisonnalité et différents taux de chômage. Ces variations font l'objet du tableau XIV, où les différences régionales sont exprimées en proportion des valeurs pour l'Ontario. Il est à noter que ces différences sont plus prononcées chez les hommes, sauf pour la Colombie-Britannique.

SCHEMAS SAISONNIERS DANS LES EMBAUCHAGES, LES CESSATIONS D'EMPLOI ET LES POSTES VACANTS

Comme on pouvait s'y attendre après l'examen des données de l'Enquête sur la main-d'oeuvre, presque toutes les variables représentant les mouvements de la main-d'oeuvre offrent des schémas saisonniers très prononcés. La saisonnalité soulève des problèmes difficiles dans l'analyse car l'ajustement saisonnier ne fait qu'établir la moyenne de ces schémas saisonniers et que dans un grand nombre de séries, il semble moins probable qu'on puisse effectuer des ajustements raisonnables pour déterminer des caractéristiques plus permanentes du comportement. Ainsi, par exemple, l'ajustement de tous les mouvements à leurs mois minima produit souvent des données largement incompatibles entre elles. Dans cette section, nous examinons les schémas saisonniers dans les données sur les embauchages et les cessations d'emploi ainsi que dans les données sur les postes vacants et les placements, au niveau de l'ensemble et au niveau des divisions à un chiffre de la Classification des activités économiques.

Nous avons encore une fois étudié les schémas saisonniers à partir des régressions des données brutes sur les données désaisonnalisées. Les variables indépendantes étaient des variables de simulation mensuelles, lesquelles étaient mul-

tipliées par la variable de temps puis par le taux de chômage désaisonnalisé⁹. Chaque fois qu'il y avait suffisamment de données avec un nombre suffisant de chiffres rapportés pour permettre un ajustement saisonnier satisfaisant, la tendance et le taux de chômage étaient très significatifs, sans exception.

Les résultats dans cette section sont indiqués plus brièvement que dans les sections précédentes. Le résumé se rapporte à un certain nombre de valeurs. En particulier, on y indique les facteurs saisonniers des mois du minimum et du maximum à l'aide des valeurs de la tendance pour 1970 et d'un taux de chômage de 4.7 pour cent. On y mentionne également les mois correspondants. Dans de nombreux cas, plusieurs mois ont des facteurs saisonniers presque identiques aux facteurs enregistrés. En outre, dans certains cas, la distribution des facteurs saisonniers est bimodale, ce qui engendre une certaine ambiguïté quant au moment où surviennent les maxima et minima saisonniers. Le fait de mentionner les mois n'indique donc pas une date précise de maxima et minima bien déterminés. Ils ne sont plutôt rapportés que pour préciser les valeurs dont nous sommes servis, surtout dans les calculs dérivés. Le degré de saisonnalité, que nous désignons S, est le rapport mesuré par la différence entre les facteurs saisonniers maximum et minimum divisé par le facteur maximum. Également rapportées sont les dérivées de S par rapport à la proportion du chômage et par rapport au temps (qui augmente d'une unité par an).

Le tableau IV-15 indique ces chiffres pour les embauchages et les cessations d'emploi, ainsi que les chiffres correspondants pour l'emploi. Les schémas saisonniers sont très accentués à la fin dans la série sur les embauchages et dans celles sur les cessations d'emploi, le facteur maximum étant presque le double du facteur minimum. Il est plutôt surprenant de constater que, dans l'ensemble, les deux séries atteignent leur minimum saisonnier en février, quoique, dans plusieurs industries, le niveau le

⁹C'est par mégarde que nous nous sommes servis de ce taux, plutôt que de celui des hommes de 25 à 44 ans, mais nous n'avons pas cru bon de refaire les calculs, d'autant plus que des vérifications au hasard n'ont révélé aucune différence réelle.

plus bas dans les embauchages précède le même niveau dans les cessations d'emploi. Par ailleurs, les embauchages atteignent leur maximum en mai ou juin dans la plupart des industries, alors que les cessations d'emploi sont au sommet en septembre ou plus tard. Dans le domaine de l'emploi, le facteur saisonnier est bien moins marqué mais il n'est pas négligeable. Dans la plupart des cas, il atteint son minimum dans la période de décembre à mars, et son maximum à la fin de juillet ou d'août.

La dépendance sur le chômage du coefficient de saisonnalité, S , donne lieu à des schémas divers. En ce qui concerne les embauchages, la dérivée est positive, sauf dans le groupe finances, assurances et affaires immobilières et dans celui des services socio-culturels, commerciaux et personnels. Au chapitre des cessations d'emploi, elle est également négative dans l'industrie minière et dans l'industrie manufacturière, pour un effet combiné global qui apparaît dans le total des industries. Dans le domaine de l'emploi, la dérivée est positive sauf dans l'industrie minière et dans les services.

L'effet de la tendance sur les embauchages est très hétérogène. Il est négatif dans l'industrie minière, la construction, le commerce, et le groupe finances, assurances et affaires immobilières, et positif dans les autres industries. Dans l'ensemble, les effets négatifs sont prédominants. Dans le cas des cessations d'emploi, le facteur saisonnier devient de plus en plus prononcé, sauf dans la construction. C'est le même phénomène dans l'emploi, avec l'exception supplémentaire du secteur des services. A des fins de comparaison, le quatrième volet au tableau XV indique les schémas saisonniers dans la série du nombre d'employés déclaré, série tirée de l'enquête sur les établissements qui a servi à obtenir les données sur la rémunération hebdomadaire. Le cinquième volet enregistre les valeurs pour le niveau de l'emploi déclaré dans l'Enquête sur la main-d'oeuvre. Il y a une assez bonne concordance dans le calendrier et l'ampleur relative des variations saisonnières; il y en a moins dans la tendance. La série du nombre d'employés déclaré montre plus les autres signes d'une tendance décroissante. Il y a aussi peu de concordance dans l'effet du chômage; l'Enquête sur la main-d'oeuvre dénombre davantage de cas où l'effet est négatif. Il s'agit de savoir dans quelle mesure ces différences reflètent des différences de

portée, ou des imperfections dans les données ou les méthodes de désaisonnalisation (pondérées par les différentes périodes pour lesquelles les équations sont ajustées). En tout cas, il serait risqué de tirer quelque conclusion que ce soit, sinon que la saisonnalité dans les données est à la fois un phénomène important et mal compris.

La saisonnalité très marquée dans les embauchages et les cessations d'emplois se manifeste dans des séries déjà étonnamment importantes par rapport à l'emploi. Le tableau XVI indique le rapport moyen des embauchages et des cessations d'emploi où l'emploi au cours de la période 1953-1966, pour laquelle les données étaient disponibles. Il rapporte également un relevé des résultats de la régression de ces rapports sur des variables de simulation mensuelles, et sur ces variables multipliées par le temps et par le chômage. Ce qui en ressort davantage, c'est le roulement particulièrement élevé de la main-d'oeuvre. Les embauchages et les cessations d'emploi s'établissent en moyenne à plus de six pour cent de l'emploi chaque mois. Alors que le roulement de la main-d'oeuvre est élevé dans certaines industries caractérisées par une forme d'organisation particulière comme la construction, il est également élevé, plus de cinq pour cent, dans certains secteurs ordinaires comme l'industrie minière et l'industrie manufacturière. Au minimum saisonnier, le roulement dépasse en moyenne quatre pour cent et ne s'établit jamais à moins de deux pour cent.

Au maximum, il s'établit à environ huit pour cent pour l'ensemble, et à plus de cinq pour cent dans toutes les industries.

Les schémas saisonniers dans les données sur les postes vacants et les placements figurent au tableau XVII. On y relève pas mal de variété entre les secteurs et entre autres dans l'administration publique, qui présente généralement des schémas particuliers. Dans l'ensemble, en ce qui concerne les postes vacants, le marché du travail semble être le plus tendu ou le plus actif en septembre quand les postes vacants déclarés sont au maximum, après que les postes encore à pourvoir aient atteint leur sommet à la fin d'août. Le mois de septembre est aussi celui où les placements permanents sont les plus nombreux au niveau de l'agrégat industriel, bien que les pratiques au sein de l'administration publique dominent la situation globale. C'est enfin le mois où le taux de chômage tend à être à son minimum saisonnier.

Le minimum de l'année arrive en février quand les postes vacants déclarés et les placements atteignent leur minimum, après que les postes restés vacants aient atteint le leur à la fin de janvier ou de décembre. Bien que ce dernier aspect soit conforme à ce qu'on a constaté pour les embauchages et les cessations d'emploi, l'autre ne l'est pas. Les embauchages sont les plus nombreux à la fin du printemps et l'emploi atteint un sommet plus tôt au cours de l'été. L'écart laisse à entendre qu'en comblant les postes pour étudiants, les employeurs ont eu tendance à ne pas avoir recours au Service national de placement autant que pour leurs autres embauchages. Si bien qu'il existe en fait une différence assez sensible entre les séries sur les placements et celles sur les embauchages quant au calendrier et à l'ampleur des schémas saisonniers. L'accord entre les séries est meilleur quant à la tendance et faible quant aux effets du chômage. Dans l'ensemble, un chômage plus élevé tend à diminuer le facteur saisonnier dans tous les cas considérés au tableau XVI, à l'exception des placements permanents où l'effet positif provenant du secteur administration publique domine l'effet négatif provenant du secteur privé. Ceci pourrait être une indication que les employeurs ont davantage recours au service de placement du gouvernement quand les marchés sont plus tendus. Avec l'exception notable des postes restés vacants et malgré plusieurs autres exceptions dans des industries particulières, les facteurs saisonniers dans ces données tendent à devenir plus prononcés.

Les facteurs saisonniers dans les données sur les mouvements bruts de la main-d'oeuvre sont resumés au tableau XVIII. Nous avons omis les résultats dans les cas où les régressions ne produisaient pas de coefficients satisfaisants à cause des nombres réduits dans les classes des données initiales. Les facteurs saisonniers sont assez importants sauf pour ceux qui conservent leur emploi et ceux qui n'entrent pas sur le marché du travail. Il y a un éparpillement considérable dans les mois où les facteurs saisonniers atteignent leur maximum et leur minimum. En conséquence, les statistiques qu'on en dérive ne sont pas entièrement comparables entre elles. Les seuls éléments intéressants en sont la tendance négative dans toutes les données relatives au chômage au cours du mois précédent et les coefficients positifs pour l'effet du chômage.

Il est virtuellement impossible de normaliser les données sur les mouvements bruts pour essayer d'éliminer l'activité saisonnière au lieu d'en établir tout simplement la moyenne comme pour une désaisonnalisation. On peut ajuster les données sur les embauchages et les cessations d'emploi en prenant les mois d'emploi et d'embauchage minimum comme base de calcul et en laissant les cessations d'emploi représenter le résidu. Toutefois, cette opération peut produire des résidus à valeur négative. Comme il est encore plus difficile d'obtenir un ajustement uniforme dans les données sur les postes vacants et les placements, nous ne tenterons pas d'approfondir le sujet. Si nous décidons de faire d'autres ajustements, nous ajusterons tous les éléments de ces séries aux données désaisonnalisées pour les mettre sur la base du mois du minimum.

SCHEMAS SAISONNIERS DANS LA REMUNERATION HEBDOMADAIRE MOYENNE ET LES GAINS HORAIRES MOYENS

Il y a quelques mouvements saisonniers très prononcés dans les données sur les revenus dont nous nous sommes servi pour représenter les taux de salaire. Les schémas saisonniers observés, qui sont resumés au tableau XIX, ont été établis d'après la valeur de la tendance en 1970 et d'après un taux (global) de chômage de 4.7 pour cent. Bien que les mouvements saisonniers ne soient peut-être pas aussi importants que dans certaines séries, ils sont néanmoins significatifs par rapport aux variations typiques de ces variables d'une année à l'autre. Tel est particulièrement le cas de l'industrie forestière et de la construction où le caractère saisonnier très accentué de l'emploi se reflète dans les salaires hebdomadaires.

Le terme du chômage ainsi que la tendance sont sans exception très fortement significatifs dans les régressions. Comme l'indique le tableau XIX dans la plupart des cas, un chômage plus élevé accentue le facteur saisonnier. L'effet est loin d'en être entièrement négligeable. Un changement d'un pour cent dans le taux de chômage augmente de deux dixièmes d'un pour cent la valeur estimative du facteur saisonnier dans les gains horaires moyens. La tendance est toujours positive, sauf dans le cas des services.

Etrangement, les estimations des mois où le facteur saisonnier est à son minimum ou à son maximum sont loin de for-

mer un schéma cohérent. Dans certaines industries, le minimum est atteint à l'été, dans d'autres en hiver. Ce phénomène est probablement le résultat de deux effets qui s'exercent en directions opposées. D'une part, les travailleurs saisonniers sont souvent payés moins cher que le personnel régulier d'où la tendance à la baisse du taux de salaire quand l'emploi saisonnier est élevé. D'autre part, quand l'emploi est à un bas niveau, les employés peuvent travailler de courtes semaines, d'où la baisse dans leurs revenus. Il est intéressant de noter que dans les trois cas où étaient disponibles les gains horaires moyens, qui sont moins affectés par les fluctuations de la semaine de travail que la rémunération hebdomadaire moyenne, les chiffres atteignent leur valeur saisonnière minimum en juillet et août, et leur valeur la plus élevée entre décembre et février.

Le fait ressort plus clairement au tableau XX lorsque nous comparons les schémas saisonniers du tableau XIX aux schémas pour le nombre d'employés déclaré. Nous avons jugé qu'il y avait correspondance lorsque les valeurs enregistrées étaient à deux mois près l'une de l'autre; pour une série au moins, les facteurs saisonniers des mois correspondants et intermédiaires avaient le même rapport à l'unité que dans le mois du maximum ou du minimum. Dans l'ensemble, il est à noter que l'effet à la baisse de l'emploi saisonnier sur les salaires semble celui qui prédomine dans les valeurs minima; sauf dans le cas de la rémunération hebdomadaire moyenne dans l'industrie manufacturière et le bâtiment (où c'est l'inverse) et dans les transports, communications et autres services publics (où il n'y a pas de schéma défini). Par contre, l'emploi a fortement tendance à être réduit lorsque les gains moyens sont élevés sur une base saisonnière.

Il est évident qu'il serait dangereux de supposer qu'on puisse éliminer la saisonnalité dans les séries sur les revenus en tenant compte de ces schémas. Par ailleurs, à cause de la dépendance sur les conditions économiques du facteur saisonnier dans ces données et de l'association du même facteur au facteur saisonnier dans l'emploi lequel varie aussi avec le chômage, il devient difficile d'avancer l'hypothèse que les variations dans les données désaisonnalisées ne reflètent pas en partie l'importance du facteur saisonnier. Malgré cela, nous ferons plus loin des

estimations à partir des données sur les revenus ajustées au mois où les revenus sont les plus élevés dans toutes les industries, sauf dans le cas de la série rémunération hebdomadaire moyenne, où le mois caractérisé par les revenus et le facteur saisonnier les moins élevés correspond à un bas niveau de l'emploi. Nous espérons, même s'il n'y a pas grand espoir que ces données ajustées puissent exprimer avec plus de précision la moyenne des salaires des employés réguliers et à plein temps.

CONCLUSIONS

Ce chapitre met en relief trois traits caractéristiques des marchés du travail au Canada:

- (a) il y a des fluctuations saisonnières très marquées dans toutes les données se rapportant aux conditions qui prévalent sur les marchés du travail.
- (b) ces fluctuations saisonnières et leurs schémas se modifient dans le temps.
- (c) les facteurs saisonniers sont reliés très significativement au taux de chômage désaisonnalisé.

Il importe peu que ces conclusions soient établies à partir de méthodes de désaisonnalisation plutôt arbitraires car leur principale portée est justement qu'il y a des risques inhérents à l'emploi des données désaisonnalisées selon la méthode courante.

Il devrait être évident maintenant que le chômage saisonnier n'est pas un problème simple au niveau empirique ou au niveau conceptuel. La saisonnalité ne reflète pas simplement le fait que certains emplois à caractère saisonnier, pas plus que le chômage saisonnier ne reflète simplement les époques où de tels emplois ne sont pas disponibles. Il y a aussi un mouvement saisonnier dans la main-d'oeuvre qui, dans le cas de certains groupes de femmes, est plus prononcé que celui dans l'emploi. Un tel mouvement reflète probablement plus que l'époque où les emplois sont disponibles. Dans le cas des jeunes travailleurs et de quelques-unes des femmes, ce pourrait être le caractère saisonnier et l'attrait d'autres entreprises où ces personnes s'engagent. Dans le même ordre d'idées, la saisonnalité dans l'emploi chez ces groupes pourrait refléter les réactions des emplo-

yeurs qui savent que les travailleurs seront disponibles sur une base saisonnière, de sorte qu'une partie de la saisonnalité dans l'emploi est en réaction à la saisonnalité dans la main-d'oeuvre plutôt que l'inverse.

Il est donc virtuellement impossible de partager clairement chômage saisonnier et chômage non saisonnier. Le chômage évolue de façon à atteindre un minimum à l'époque plutôt fortuite où les mouvements saisonniers de la main-d'oeuvre s'approchent le plus possible de l'emploi saisonnier à fluctuation prononcée, et il ne semblerait pas juste d'interpréter les taux de chômage qui en résultent comme un reflet du taux qui prévaudrait en l'absence de saisonnalité dans l'économie. D'après le même raisonnement, les deux autres taux de chômage calculés ne sont qu'une approximation des effets de l'élimination de la saisonnalité car l'existence de celle-ci affecte à la fois l'emploi et la main-d'oeuvre dans les mois observés. Le schéma évident, c'est qu'à leur valeur saisonnière minimum, les chiffres sur la main-d'oeuvre et sur l'emploi produiraient un taux de chômage plus élevé que celui indiqué par les chiffres désaisonnalisés (en considérant la main-d'oeuvre comme un tout) et inversement. On ne devrait pas en conclure que le taux de chômage est moins élevé chez ceux qui font partie de la main-d'oeuvre sur une base saisonnière que chez ceux qui en font partie sur une base permanente. Il est fort possible qu'une part substantielle de l'emploi saisonnier aille aux gens dont la participation à la main-d'oeuvre n'est pas saisonnière.

Malheureusement, on ne saurait laisser de côté le phénomène de la saisonnalité lorsqu'on fait un examen approfondi des différents facteurs en jeu. Il en est surtout ainsi à cause de la tendance qui prévaut dans l'ensemble des schémas saisonniers et à cause de la dépendance de ceux-ci sur le taux de chômage. Comme la saisonnalité est une caractéristique des données beaucoup plus facile à prédire que les autres, on s'attendrait à ce que les réactions y soient très différentes des réactions à des changements d'origine non saisonnière. Mais, comme les données désaisonnalisées renferment une moyenne d'éléments saisonniers, il est fort possible que les rapports entre ces données soient quelque peu affecté par les rapports entre ces éléments saisonniers. Si on pouvait partir de l'hypothèse que les différentes valeurs ajustées aux mois où l'élément saisonnier est le plus

faible représentent une mesure appropriée des éléments non saisonniers dans les données, il serait possible d'étudier des rapports vidés de leur caractère saisonnier.

Inutile d'ajouter que ce sont là avant tout des questions de conjecture qui ne seront pas résolues tant qu'on n'en saura pas davantage sur la saisonnalité et sur les autres caractéristiques des données disponibles. La méthode plus modeste que nous adopterons dans cette étude consiste à voir si le recours à des séries calculées de diverses manières apporte quelque chose à la compréhension des problèmes. De nombreux éléments de la méthode manquent de vigueur. Et ce, surtout parce que les facteurs saisonniers étudiés et ajustés dans ce chapitre ne sont pas fondés sur un modèle qui soit clairement pertinent ou approprié ou qui révèle une compréhension du phénomène de la saisonnalité, mais plutôt sur une méthode de désaisonnalisation qui, bien qu'elle soit courante, est néanmoins inadéquate.

TABLEAU I

SCHEMAS SAISONNIERS, PAR AGE ET PAR SEXE, 1969

EN POURCENTAGE DE LA MAIN-D'OEUVRE

Age	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+
Hommes							
Emploi saisonnier ¹	14.9	5.4	1.6	1.3	1.5	2.2	4.5
Main-d'oeuvre saisonnière ¹	16.3	4.8	0.5	0.3	0.4	0.9	3.6
Chômage saisonnier ¹	2.3	1.4	1.1	1.0	1.2	1.3	1.0
Taux de chômage désaisonnalisé	12.4	7.5	4.0	3.7	3.7	4.9	5.2
Femmes							
Emploi saisonnier ¹	9.2	1.2	1.4	1.5	1.8	1.3	3.0
Main-d'oeuvre saisonnière ¹	10.8	1.2	1.5	1.4	1.5	1.2	2.8
Chômage saisonnier ¹	1.5	0.2	0.3	0.2	0.4	0.2	0.5
Taux de chômage désaisonnalisé	8.9	3.8	2.8	2.3	2.5	1.7	2.9

¹Calculé comme le rapport moyen de l'écart absolu (entre les chiffres bruts et les chiffres désaisonnalisés) à la main-d'oeuvre désaisonnalisée.

TABLEAU II

SCHEMAS SAISONNIERS DANS L'EMPLOI ET LA MAIN-D'OEUVRE
PAR AGE ET PAR SEXE

(Valeurs de \bar{R}^2 pour les régressions du rapport entre les données mensuelles
brutes sur l'emploi et les données mensuelles désaisonnalisées)¹

A. Emploi

		Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage du groupe	Taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans	Taux de chômage global
Hommes	14-19	0.98837	0.99417	0.99923	0.99655	0.99645
	20-24	0.97462	0.98923	0.99234	0.99614	0.99579
	25-34	0.95859	0.98261	0.99083	0.99372	0.99309
	35-44	0.96679	0.98812	0.99438	0.99587	0.99543
	45-54	0.96708	0.99050	0.99546	0.99623	0.99591
	55-64	0.98427	0.99480	0.99640	0.99822	0.99804
	65+	0.97876	0.98662	0.98599	0.99027	0.99009
Femmes	14-19	0.96311	0.99370	0.99502	0.99502	0.99469
	20-24	0.70021	0.91778	0.96415	0.93829	0.93469
	25-34	0.87365	0.95402	0.97340	0.96013	0.95959
	35-44	0.88123	0.94070	0.94273	0.96477	0.96260
	45-54	0.89422	0.94321	0.95361	0.96655	0.96474
	55-64	0.69347	0.84205	0.86873	0.85842	0.85853
	65+	0.43666	0.76341	0.83339	0.84311	0.83682

TABLEAU II (suite)

B. Main-d'oeuvre

Hommes	14-19	0.97993	0.99607	0.99696	0.99802
	20-24	0.92787	0.99376	0.99565	0.99527
	25-34	0.97034	0.98535	0.99253	0.99052
	35-44	0.92875	0.98277	0.98863	0.98469
	45-54	0.94507	0.98651	0.99051	0.98804
	55-64	0.94629	0.97386	0.98569	0.98043
	65+	0.96442	0.97717	0.98011	0.97703
Femmes	14-19	0.94779	0.99274	0.99550	0.99336
	20-24	0.62078	0.91173	0.92859	0.95743
	25-34	0.84286	0.94396	0.94968	0.97317
	35-44	0.89424	0.94307	0.96344	0.94506
	45-54	0.86886	0.92968	0.95660	0.94069
	55-64	0.67921	0.85153	0.86669	0.86654
	65+	0.47346	0.77962	0.83571	0.84118

- ¹ colonne 1: les régressions n'utilisent que les variables de simulation mensuelles.
colonne 2: les régressions utilisent les variables de simulation mensuelles
multipliées par les variables de temps.
colonnes
3 à 5 : les régressions utilisent les variables de simulation mensuelles
multipliées par les variables de temps puis à nouveau par le taux
de chômage correspondant.

TABLEAU III
 SCHEMAS SAISONNIERS DANS L'EMPLOI ET LA MAIN-D'OEUVRE
 PAR AGE ET PAR SEXE
 (Coefficients de régression et calculs)
 A. De 14 à 19 ans

Groupe	Mois	Emploi			Main-d'oeuvre			Taux de chômage ¹		
		Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	R	δR/δt	δR/δ0
Hommes	Janvier	83.0	-0.279*	-0.087	85.4	-0.383*	0.432*	130.5	-0.73	4.19
	Février	82.7	-0.094	-0.372*	85.0	-0.297*	0.263	127.5	-1.61	5.26
	Mars	84.4	-0.072	-0.546*	86.4	-0.309*	0.077	122.3	-1.90	5.19
	Avril	87.7	0.112	-0.378*	88.5	-0.046	0.061	110.5	-1.26	3.50
	Mai	96.4	0.176*	-0.172	96.3	0.292*	-0.350*	101.3	0.84	-1.29
	Juin	109.8	0.398*	-0.541*	110.7	0.673*	-0.462*	120.2	1.58	0.57
	Juillet	134.6	0.461*	2.325*	142.0	0.881*	-0.194	105.1	1.97	-12.01
	Août	135.9	0.322*	1.434*	134.2	0.255*	0.172	64.2	-0.28	-6.47
	Septembre	97.0	-0.568*	0.315	93.9	-0.498*	0.205	76.8	0.42	-0.80
	Octobre	95.6	-0.426*	0.291	93.1	-0.416*	0.227	78.6	0.00	-0.45
	Novembre	92.2	-0.202*	0.073	91.0	-0.190*	0.130	93.0	0.08	0.46
	Décembre	90.3	-0.205*	-0.037	89.1	-0.276*	0.343	98.3	-0.57	3.04
Femmes	Janvier	89.4	-0.422*	0.291*	90.1	-0.526*	0.395*	104.2	-1.19	1.19
	Février	88.7	-0.192*	0.253*	88.2	-0.386*	0.407*	84.7	-2.35	1.88
	Mars	89.2	-0.221*	0.157	89.0	-0.342*	0.191*	88.9	-1.46	0.42
	Avril	91.2	-0.144*	-0.090	91.0	-0.190*	-0.136	91.8	-0.55	-0.54
	Mai	95.2	0.112*	-0.326*	95.4	0.182*	-0.482*	101.3	0.75	-1.67
	Juin	102.5	0.250*	-0.553*	103.2	0.403*	-0.095	134.8	1.35	4.46
	Juillet	125.7	0.800*	-0.406*	129.8	1.004*	-1.053*	124.4	1.38	-4.77
	Août	124.2	0.675*	-0.219	123.9	0.671*	-0.484*	89.2	0.02	-2.17
	Septembre	100.0	-0.345*	0.028	99.6	-0.335*	0.027	96.6	0.09	0.01
	Octobre	97.9	-0.161*	0.653*	97.1	-0.121*	0.690*	96.4	0.41	0.41
	Novembre	97.8	-0.175*	0.219	96.4	-0.172*	0.364*	91.3	0.02	1.57
	Décembre	97.4	-0.229*	0.214	96.8	-0.275*	0.156	87.2	-0.53	-0.60

¹ R est le rapport entre le taux de chômage brut et le taux désaisonnalisé, mesuré à partir des coefficients de régression estimés et des valeurs 1969 de T et du taux de chômage chez les hommes âgés de 25 à 44 ans.

² Taux de chômage désaisonnalisé chez les hommes âgés de 25 à 44 ans.

* Significatif au seuil de .05.

TABLEAU III (suite)

B. De 20 à 24 ans

Groupe	Mois	Emploi			Main-d'oeuvre			Taux de chômage ¹		
		Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	R	$\delta R/\delta t$	$\delta R/\delta U$
Hommes	Janvier	94.0	0.043*	-0.305*	96.1	-0.120*	-0.115*	132.9	-2.06	5.37
	Février	93.6	0.006	-0.428*	96.2	-0.179*	0.042	139.8	-2.32	6.08
	Mars	93.5	0.082*	-0.532*	96.2	-0.165*	0.008	138.6	-3.14	7.00
	Avril	94.5	-0.091*	-0.310*	96.6	-0.176*	-0.024	133.3	-1.04	3.71
	Mai	102.5	0.108*	-0.131	102.3	0.150*	-0.155*	100.2	0.50	-0.29
	Juin	106.5	0.161*	0.384*	106.1	0.264*	-0.155*	80.6	1.23	6.21
	Juillet	108.6	0.163*	0.393*	107.9	0.347*	-0.199*	82.4	2.12	6.68
	Août	109.1	0.213*	0.188*	108.0	0.293*	-0.278*	74.4	0.97	-5.33
	Septembre	100.3	-0.284*	0.683*	99.4	-0.146*	0.165*	77.4	1.69	6.42
	Octobre	99.3	-0.221*	0.441*	97.7	-0.140*	0.175*	74.9	0.99	-3.33
	Novembre	98.1	-0.149*	0.229*	97.3	-0.088*	0.109*	90.1	0.77	-1.51
	Décembre	97.6	-0.087*	-0.113	97.0	-0.086*	0.072	101.5	0.01	2.36
Femmes	Janvier	98.5	-0.077*	0.012	99.0	-0.112*	0.033	108.6	-0.89	0.54
	Février	98.6	-0.065*	-0.024	99.6	-0.110*	-0.012	118.5	-1.13	0.31
	Mars	99.3	0.002	-0.041	99.6	-0.027	0.060	112.1	-0.73	2.56
	Avril	100.7	-0.039*	0.011	99.9	-0.025	-0.030	78.3	0.35	-1.05
	Mai	100.1	0.044*	-0.326*	100.7	0.064*	0.181*	166.7	0.46	12.48
	Juin	102.1	0.184*	-0.113	101.9	0.172*	0.085	111.4	-0.31	4.83
	Juillet	100.5	0.231*	0.200*	99.5	0.244*	-0.066	52.0	0.44	-6.69
	Août	100.0	0.105*	-0.179*	100.0	0.115*	-0.252*	60.2	0.30	-11.02
	Septembre	101.1	-0.113*	0.164*	101.5	-0.073*	-0.295*	73.5	1.00	-11.72
	Octobre	99.8	0.009	-0.025	99.5	0.038*	0.043	104.7	0.73	1.72
	Novembre	100.3	-0.161*	0.133*	99.8	-0.125*	-0.037	77.8	0.89	-4.37
	Décembre	100.0	-0.140*	-0.149*	100.1	-0.174*	0.113*	121.2	-0.89	6.66

TABLEAU III (suite)

C. De 25 à 34 ans

Groupe	Mois	Emploi			Main-d'oeuvre			Taux de chômage ¹		
		Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	R	$\delta R/\delta t$	$\delta R/\delta U$
Hommes	Janvier	97.7	0.061*	-0.234*	99.2	0.016*	0.026*	152.5	-1.09	6.26
	Février	97.4	0.107*	-0.254*	99.2	0.008*	0.010	150.7	-2.39	6.38
	Mars	96.8	0.145*	-0.205*	99.0	0.021*	0.041*	154.2	-3.01	5.92
	Avril	97.9	0.083*	-0.149*	99.2	0.013*	0.042*	133.9	-1.70	3.89
	Mai	100.2	-0.041*	0.098*	100.2	-0.007*	0.001	97.2	0.81	-2.32
	Juin	101.5	-0.083*	0.231*	100.8	-0.009*	-0.014	74.2	1.76	-5.84
	Juillet	101.5	-0.096*	0.267*	100.4	-0.017*	-0.034*	60.4	1.89	-7.23
	Août	102.5	-0.049*	0.085	101.0	0.007*	-0.061*	61.2	1.34	-3.50
	Septembre	101.4	-0.058*	0.266*	100.5	-0.025*	-0.022*	58.2	0.78	-6.91
	Octobre	101.5	-0.075*	0.149*	100.6	-0.011*	-0.045*	72.7	1.53	-4.65
	Novembre	100.5	-0.035*	0.078	100.1	-0.004	-0.017	87.6	0.74	-2.28
	Décembre	99.8	0.030*	-0.083*	99.5	0.021*	0.047*	102.3	-0.23	3.12
Femmes	Janvier	98.5	0.137*	0.124*	98.7	0.102*	0.199*	108.3	-1.22	2.58
	Février	98.3	0.025	-0.042	99.2	0.054*	-0.070	135.0	0.99	-0.95
	Mars	99.8	0.080*	-0.082	99.8	0.063*	-0.057	99.0	-0.59	0.87
	Avril	99.4	0.108	0.013	99.9	0.106*	-0.003	114.6	-0.08	-0.55
	Mai	99.8	0.002	0.109*	99.7	0.012	0.018	99.0	0.35	-0.03
	Juin	100.6	-0.053*	0.101	100.4	-0.048*	0.072	90.5	0.17	-1.00
	Juillet	97.8	-0.141*	0.008	97.4	-0.140*	0.011	86.3	0.01	0.11
	Août	97.9	-0.177*	-0.037	97.5	-0.197*	0.025	86.9	-0.97	2.24
	Septembre	101.4	0.083*	-0.008	101.6	0.093*	-0.113	95.8	0.35	-3.58
	Octobre	101.7	0.018	0.087	101.7	0.048*	0.036	101.4	1.02	-1.73
	Novembre	102.7	-0.033*	-0.112	102.4	-0.010	-0.096	98.1	0.78	0.54
	Décembre	102.7	-0.059*	-0.240*	101.8	-0.090*	-0.106	78.1	-1.09	4.60

TABLEAU III (suite)

D. De 35 à 44 ans

Groupe	Mois	Emploi			Main-d'oeuvre			Taux de chômage ¹		
		Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	R	$\delta R/\delta t$	$\delta R/\delta U$
Hommes	Janvier	97.5	0.076*	-0.073*	99.2	0.026*	0.033*	145.8	-1.32	2.76
	Février	97.5	0.068*	-0.145*	99.2	0.022*	0.023*	152.6	-1.22	4.38
	Mars	97.6	0.089*	-0.161*	99.2	0.035*	0.030*	150.7	-1.43	4.97
	Avril	98.6	0.061*	-0.107*	99.7	0.027*	-0.008	132.0	-0.89	2.58
	Mai	100.4	-0.014*	0.027*	100.3	-0.014*	-0.007	94.0	0.01	-0.88
	Juin	101.3	-0.058*	0.149*	100.6	-0.022*	-0.027*	71.4	0.93	-4.57
	Juillet	101.1	-0.072*	0.202*	100.5	-0.014*	0.035*	79.3	1.50	-4.32
	Août	101.6	-0.049*	0.113*	100.7	-0.012*	-0.045*	68.4	0.96	-4.11
	Septembre	101.5	-0.037*	0.147*	100.6	-0.025*	-0.022*	62.3	0.30	-4.39
	Octobre	101.4	-0.051*	0.085*	100.4	-0.017*	-0.012	71.3	0.88	-2.52
	Novembre	100.4	-0.046*	0.096*	100.2	-0.013*	-0.016	90.5	0.86	-2.91
	Décembre	99.9	0.027*	-0.123*	99.7	0.006*	0.009	103.6	-0.54	3.44
Femmes	Janvier	98.9	-0.152*	-0.262*	99.0	-0.147*	-0.173*	120.8	0.25	3.92
	Février	98.1	0.002	-0.100*	98.9	-0.004	-0.147*	125.0	-0.26	-1.99
	Mars	99.1	0.109*	-0.138*	99.2	0.085*	-0.088*	105.0	-1.03	2.14
	Avril	100.3	-0.058*	-0.128*	100.5	-0.037*	-0.129*	114.0	0.90	-0.02
	Mai	101.9	0.012	-0.169*	101.4	0.005	-0.040	97.5	-0.29	5.41
	Juin	101.1	-0.124*	0.159*	101.1	-0.073*	0.112	108.5	2.15	-1.99
	Juillet	96.5	0.081*	0.341*	96.5	0.069*	0.290*	87.6	-0.51	-2.17
	Août	98.3	-0.090*	0.017	98.1	-0.051*	0.019	104.6	1.70	0.09
	Septembre	101.3	-0.049*	0.237*	100.8	-0.042*	0.216*	77.9	0.28	-0.83
	Octobre	101.2	0.152*	0.096	100.9	0.128*	0.110	82.0	-0.97	0.60
	Novembre	100.2	0.040*	0.339*	100.6	0.030*	0.227*	95.5	-0.42	-4.67
	Décembre	102.5	-0.008	-0.249*	102.4	-0.009	-0.259*	118.0	2.98	-0.37

TABLEAU III (suite)

E. De 45 à 54 ans

Groupe	Mois	Emploi			Main-d'oeuvre			Taux de chômage ¹		
		Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	R	$\delta R/\delta t$	$\delta R/\delta U$
Hommes	Janvier	97.1	0.113*	-0.123*	99.0	0.029*	0.024*	148.9	-2.22	3.84
	Février	97.0	0.089*	-0.159*	99.1	0.003*	0.013	161.7	-1.49	4.50
	Mars	97.3	0.091*	-0.181*	99.2	0.026*	0.014	157.0	-1.72	5.12
	Avril	98.3	0.053*	-0.045*	99.6	0.022*	0.026*	135.0	-0.82	1.84
	Mai	100.7	-0.015*	0.013	100.5	-0.010*	-0.021*	92.4	0.13	-0.88
	Juin	101.3	-0.045*	0.201*	100.6	-0.021*	-0.002	66.4	0.61	-5.26
	Juillet	101.5	-0.049*	0.157*	100.4	0.008	-0.010	63.0	1.06	-4.34
	Août	102.3	-0.091*	0.053	101.0	-0.037*	-0.085*	63.4	1.38	-3.61
	Septembre	102.1	-0.087*	0.132*	99.6	-0.021*	0.002	35.0	1.71	-3.40
	Octobre	101.7	-0.084*	0.109*	100.5	-0.029*	-0.001	69.1	1.42	-2.86
	Novembre	100.7	-0.012	0.027	100.0	-0.002	0.030*	84.2	0.26	0.08
	Décembre	99.5	0.028*	-0.068*	99.5	0.012*	0.020*	105.4	-0.42	2.30
Femmes	Janvier	95.9	0.089*	0.258*	96.3	0.080*	0.323*	123.2	-0.38	2.51
	Février	96.8	0.070*	0.123*	97.6	0.043*	0.124*	124.2	-1.08	0.09
	Mars	97.1	-0.069*	0.237*	97.9	-0.089*	0.185*	118.2	-0.78	-2.10
	Avril	100.1	-0.064*	-0.011	100.0	-0.060*	0.044	105.5	0.16	2.15
	Mai	102.7	-0.145*	-0.214*	102.4	-0.131*	-0.182*	97.1	0.54	1.23
	Juin	102.8	-0.154*	-0.208*	102.1	-0.141*	-0.122	89.4	0.49	3.32
	Juillet	97.8	0.060*	0.060	97.7	0.039*	0.004	81.2	-0.83	-2.23
	Août	99.4	0.042*	-0.197*	99.3	0.069*	-0.238*	98.0	1.07	-1.62
	Septembre	105.2	0.065*	-0.517*	104.6	0.051*	-0.495*	76.4	-0.52	0.72
	Octobre	102.7	-0.002	-0.142	102.5	0.006	-0.185*	88.5	0.31	-1.67
	Novembre	99.9	0.143*	0.254*	100.3	0.156*	0.130	101.1	0.50	-4.74
	Décembre	100.8	-0.033	0.113	100.9	-0.027*	0.059	97.7	0.23	-2.09

TABLEAU III (suite)

F. De 55 à 64 ans

Groupe	Mois	Emploi			Main-d'oeuvre			Taux de chômage ¹		
		Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	R	$\delta R/\delta t$	$\delta R/\delta U$
Hommes	Janvier	96.7	0.067*	-0.142*	97.2	0.053*	0.035	121.4	-0.29	3.51
	Février	96.2	0.043*	-0.109*	97.9	0.023*	0.098*	146.3	-0.41	4.04
	Mars	96.6	0.051*	-0.096*	98.2	0.046*	0.089*	144.6	-0.12	3.59
	Avril	97.6	0.070*	0.077*	98.9	0.037*	0.118*	123.7	-0.65	0.77
	Mai	101.2	-0.020*	0.047*	100.9	-0.025*	0.018	91.4	-0.10	-0.56
	Juin	102.1	0.007	0.127*	101.2	0.020*	-0.007	74.8	0.25	-2.56
	Juillet	101.5	-0.073*	0.241*	100.9	-0.045*	-0.008	74.2	0.53	-4.81
	Août	102.4	-0.102*	0.090*	101.8	-0.052*	-0.124*	80.1	0.95	-4.14
	Septembre	102.5	-0.026*	0.100*	101.5	-0.036*	-0.116*	63.4	-0.21	-4.20
	Octobre	102.8	-0.067*	-0.045	101.5	-0.050*	-0.123*	71.8	0.31	-1.54
	Novembre	100.9	0.031*	-0.030	100.4	0.005	-0.065*	83.7	-0.50	-0.67
	Décembre	99.3	0.005	-0.123*	99.5	0.013	-0.049*	110.7	0.15	1.45
Femmes	Janvier	99.9	0.023	-0.170	99.8	-0.024	-0.059	99.5	-2.73	6.46
	Février	99.8	0.084*	-0.287*	100.1	0.104*	-0.208*	143.1	1.11	4.66
	Mars	99.7	0.281*	0.009	100.1	0.286*	-0.063	109.1	0.26	-4.08
	Avril	100.5	0.149*	-0.101	101.1	0.173*	-0.216*	119.2	1.33	-6.51
	Mai	102.5	-0.042	-0.112	102.9	-0.125*	-0.201*	68.3	-4.78	-5.15
	Juin	101.8	-0.016	-0.073	101.5	-0.040	0.001	88.7	-1.38	4.23
	Juillet	97.1	-0.004	0.072	96.4	0.016	0.190	94.2	1.19	7.03
	Août	97.6	0.020	0.125	97.6	-0.005	0.203	112.3	-1.47	6.14
	Septembre	101.3	-0.208*	0.170	100.7	-0.155*	0.169	88.9	3.04	-0.04
	Octobre	98.9	-0.028	0.442*	99.8	-0.068*	0.284*	99.0	-2.31	-9.10
	Novembre	99.2	-0.179*	0.210	99.2	-0.176*	0.204	100.0	0.18	-0.35
	Décembre	100.0	-0.000	0.000	100.0	0.000	0.000	100.0	0.00	0.00

TABLEAU III (suite)

G. De 65 ans et plus

Groupe	Mois	Emploi			Main-d'oeuvre			Taux de chômage ¹		
		Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	Variables de simulation	Variables de temps	Taux de chômage ²	R	$\delta R/\delta t$	$\delta R/\delta U$
Hommes	Janvier	93.8	-0.106*	-0.221*	94.9	-0.076*	-0.041	138.7	0.61	3.50
	Février	93.9	-0.024	-0.217*	95.2	-0.028	-0.0222	138.7	-0.07	3.75
	Mars	93.9	0.152*	-0.163*	95.8	0.047*	0.017	134.6	-2.01	3.40
	Avril	96.7	0.086*	0.343*	97.8	0.051*	0.295*	112.1	-0.65	-0.92
	Mai	104.0	0.147*	-0.113	104.0	0.178*	-0.261*	94.1	0.55	-2.60
	Juin	102.3	0.008	0.376*	101.9	0.019	0.170	80.4	0.20	-3.62
	Juillet	103.3	0.043	0.074	103.0	0.056*	-0.105	84.3	0.24	-3.18
	Août	105.1	-0.091*	0.067	103.6	-0.118*	0.093	71.6	-0.51	0.49
	Septembre	105.0	-0.017	0.120	104.0	0.038	-0.027	80.1	0.97	-2.58
	Octobre	104.5	-0.075*	-0.037	103.6	-0.018	-0.148	84.5	1.01	-1.99
	Novembre	99.7	-0.096*	0.073	99.1	-0.082*	0.118	94.2	0.25	0.84
	Décembre	97.1	-0.001	-0.213*	97.3	-0.036	-0.071	112.6	-0.65	3.68
Femmes	Janvier	103.1	-0.420*	-0.526*	103.7	-0.313*	-0.584*	138.3	3.73	-1.73
	Février	98.5	0.470*	0.098	99.4	0.664*	-0.153	143.0	6.00	-8.05
	Mars	100.4	0.423*	-0.057	99.7	0.327*	0.328	102.4	-3.12	12.47
	Avril	103.3	-0.114	-0.483*	103.4	-0.214*	-0.504*	76.1	-3.40	-0.82
	Mai	100.3	0.510*	0.424	102.0	0.443*	0.266	118.9	-2.19	-5.02
	Juin	95.0	0.298*	1.113*	94.4	0.259*	1.095*	68.0	-1.22	-0.25
	Juillet	89.5	0.274*	1.186*	89.7	0.259*	1.136*	96.3	-0.51	-1.70
	Août	92.9	-0.656*	0.761*	95.7	-0.683*	-0.032	83.8	-1.12	-29.40
	Septembre	102.8	-0.499*	-0.594*	101.9	-0.561*	-0.478	67.2	-2.36	3.89
	Octobre	104.6	0.022	-0.675	103.7	-0.086	-0.378	79.8	-3.58	9.71
	Novembre	112.0	-0.317*	-1.620*	111.3	-0.332*	-1.451*	94.4	-0.51	5.41
	Décembre	100.0	-0.000	-0.000	99.5	-0.013	0.155	99.6	-0.44	5.19

TABLEAU IV
SCHEMAS SAISONNIERS DANS LE CHOMAGE
PAR AGE ET PAR SEXE

A. Hommes

		14-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-54 ans	55-64 ans	65 ans et plus
Variables de simulation	Janvier	133.9	185.7	210.5	214.2	211.9	180.7	179.8
	Février	136.4	197.5	208.8	207.0	218.7	188.2	165.7
	Mars	140.1	221.9	277.4	206.9	274.8	177.9	173.3
	Avril	113.6	163.2	187.8	170.2	160.9	161.3	137.2
	Mai	88.4	99.3	88.4	91.5	85.6	85.0	84.6
	Juin	129.6	70.3	46.9	47.6	52.7	56.5	68.6
	Juillet	126.3	59.1	43.0	44.8	39.0	52.3	55.7
	Août	81.5	55.0	36.5	43.7	35.3	53.8	57.9
	Septembre	51.6	49.5	37.2	38.8	33.7	46.3	63.1
	Octobre	56.6	45.7	40.3	42.9	40.9	45.0	66.1
	Novembre	75.2	72.3	69.3	68.6	76.8	75.3	67.2
	Décembre	85.4	95.4	102.0	105.9	114.3	108.2	131.1

TABLEAU IV (suite)

A. Hommes

		14-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-54 ans	55-64 ans	65 ans et plus
Variables de temps	Janvier	-2.30*	-3.80*	-2.67*	-3.35*	-3.07*	-3.18*	-3.15*
	Février	-2.43*	-4.02*	-3.03*	-2.38*	-2.50*	-2.43*	-2.80*
	Mars	-3.25*	-6.05*	-5.58*	-3.27*	-7.41*	-0.84*	-3.48*
	Avril	-2.10*	-2.65*	-2.51*	-1.45*	-1.70*	-1.59*	-2.49*
	Mai	0.66*	0.98	1.10	-0.06	0.07	0.63*	1.49*
	Juin	3.81*	2.09*	1.39*	1.14*	0.59	0.83*	1.03*
	Juillet	3.86*	2.58*	1.51*	1.67*	1.38	1.14*	1.82*
	Août	1.17*	1.66*	1.69*	1.03*	1.20	1.11*	0.66
	Septembre	-0.14	1.25*	0.44	0.74*	1.12	0.55*	1.20*
	Octobre	0.11	0.94	1.01	1.17*	1.24	1.07*	1.45*
	Novembre	-0.05	0.95	0.57	0.84*	0.65	0.31	0.98*
	Décembre	-0.90*	-0.13	-0.33	-0.67	-0.30	-0.13	-1.34*

TABLEAU IV (suite)

A. Hommes

		14-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-54 ans	55-64 ans	65 ans et plus
Chômage	Janvier	-2.65*	-8.73*	-10.95*	-11.93*	-11.42*	-6.93*	-7.07*
	Février	-2.68*	-9.44*	-9.99*	-9.74*	-11.45*	-7.76*	-3.40*
	Mars	-3.90*	-13.41*	-21.90*	-9.59*	-21.62*	-5.76*	-5.54*
	Avril	-0.90	-5.94*	-9.21*	-6.53*	-5.52*	-5.78*	-3.20*
	Mai	0.08	-0.04	0.76	0.43	1.08	1.22	0.88
	Juin	-3.35*	1.11	3.93	3.70*	2.82	3.30*	1.33
	Juillet	-2.85*	2.20	3.69	3.42*	4.39	2.83*	3.59
	Août	1.15	3.26	5.48	4.00*	5.26	2.76*	2.17
	Septembre	3.84*	2.62	4.42	4.37*	5.23	4.02*	1.28
	Octobre	3.59*	4.44	4.97	4.96*	5.00	5.14*	1.14
	Novembre	2.00*	2.32	2.57	2.55	1.93	2.51*	3.73
	Décembre	1.55*	0.93	0.57	0.42	-0.92	-0.14	-3.31*
\bar{R}^2		0.962	0.928	0.916	0.973	0.901	0.975	0.926

* Significatif au seuil de 0.05.

TABLEAU IV (suite)

B. Femmes

		14-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans
Variables de simulation	Janvier	125.0	127.6	161.0	144.8
	Février	100.6	150.8	122.6	210.3
	Mars	119.3	122.7	114.2	110.7
	Avril	79.4	109.3	127.3	105.6
	Mai	80.7	114.0	84.8	60.1
	Juin	176.0	83.3	78.1	85.5
	Juillet	152.2	76.3	82.1	102.0
	Août	110.7	82.7	99.1	83.4
	Septembre	91.6	83.2	88.7	69.1
	Octobre	73.4	88.4	99.6	85.0
	Novembre	66.9	71.9	87.9	118.2
	Décembre	75.5	94.2	90.1	100.8
Variables de temps	Janvier	-4.08*	-2.23*	-5.06*	-2.17*
	Février	-3.65*	-3.35*	-1.06*	-7.83*
	Mars	-4.02*	-1.08*	-1.27*	-0.97
	Avril	-0.47	-0.41	-1.18*	0.99
	Mai	1.35*	0.66*	1.03*	1.45*
	Juin	5.35*	0.90*	0.64	0.56
	Juillet	1.12*	0.50	0.68	-0.33
	Août	0.84*	0.86*	-0.68	2.37*
	Septembre	0.44	2.93*	1.80*	0.57
	Octobre	0.69	0.73*	1.87*	-0.78
	Novembre	0.29	0.83*	0.91*	0.19
	Décembre	-0.97*	-0.42	-0.86*	-0.15

* Significatif au seuil de 0.05.

TABLEAU IV (suite)

B. Femmes

		14-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans
Chômage	Janvier	-2.95*	-1.88*	-5.07*	-3.83*
	Février	0.17	-5.45*	-0.54	-13.30*
	Mars	-4.93*	-1.07	0.36	0.17
	Avril	1.19	-1.24	-3.42*	0.76
	Mai	0.70	-3.86*	0.92	6.13*
	Juin	-9.23*	0.92	1.89	0.22
	Juillet	-4.29*	2.38	-0.15	-2.09
	Août	-0.98	1.37	-1.51	1.20
	Septembre	1.08	2.14	-0.43	1.08
	Octobre	3.80*	1.36	-1.22	2.00
	Novembre	4.35*	5.10*	1.89	-4.45
	Décembre	0.98	0.79	0.83	0.66
\bar{R}^2		0.856	0.838	0.838	0.796

* Significatif au seuil de 0.05.

TABLEAU V
SCHEMAS SAISONNIERS DANS L'EMPLOI ET LA MAIN-D'OEUVRE
PAR AGE ET PAR SEXE
SOMMAIRE DES RESULTATS DES REGRESSIONS

	Mois	Saisonnalité (Pourcentage des données désaisonnali- sées)	Effet de T (Pourcentage des valeurs désaisonnali- sées, par année)	Effet de U (Pourcentage des valeurs désaison- nalisées, par variation d'un point en pour- centage de U)
Hommes, 14 à 19 ans				
Emploi maximal	Juillet	47.37	0.49	2.13
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	48.29	0.91	-0.27
Emploi minimal	Février	19.00	0.06	0.56
Main-d'oeuvre minimale	Février	15.86	0.27	-0.19
Taux de chômage minimal	Août	38.15	0.16	6.57
Chômage minimal	Septembre	34.45	0.02	-4.17
Femmes, 14 à 19 ans				
Emploi maximal	Juillet	30.23	0.80	-0.42
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	33.38	1.01	-1.05
Emploi minimal	Janvier	12.46	0.42	-0.27
Main-d'oeuvre minimale	Février	13.02	0.38	-0.41
Taux de chômage minimal	Février	14.55	2.18	-1.87
Chômage minimal	Mars	28.09	3.76	4.08
Hommes, 20 à 24 ans				
Emploi maximal	Août	11.55	0.22	0.15
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	9.77	0.35	-0.19
Emploi minimal	Février	7.90	-0.01	0.47
Main-d'oeuvre minimale	Mars	4.97	0.16	-0.02
Taux de chômage minimal	Août	27.78	-1.00	4.89
Chômage minimal	Septembre	30.41	-1.77	-4.34
Femmes, 20 à 24 ans				
Emploi maximal	Juin	2.98	0.19	0.11
Main-d'oeuvre maximale	Juin	3.49	0.17	0.10
Emploi minimal	Janvier	2.07	0.08	-0.01
Main-d'oeuvre minimale	Janvier	1.69	0.11	-0.05
Taux de chômage minimal	Juillet	46.77	-0.42	6.21
Chômage minimal	Juillet	10.86	-0.49	2.33
Hommes, 25 à 34 ans				
Emploi maximal	Août	2.50	-0.05	0.06
Main-d'oeuvre maximale	Août	8.59	0.00	-0.06
Emploi minimal	Mars	2.88	-0.01	0.23
Main-d'oeuvre minimale	Février	0.66	0.00	-0.01
Taux de chômage minimal	Septembre	42.2	-0.74	6.31
Chômage minimal	Septembre	45.06	-0.97	-6.56

TABLEAU V (suite)

	Mois	Saisonnalité (Pourcentage des données désaisonnali- sées)	Effet de T (Pourcentage des valeurs désaisonnali- sées, par année)	Effet de U (Pourcentage des valeurs désaisonn- nalisées, par variation d'un point en pour- centage de U)
Femmes, 25 à 34 ans				
Emploi maximal	Octobre	2.16	0.02	0.09
Main-d'oeuvre maximale	Octobre	2.22	0.05	0.04
Emploi minimal	Août	3.56	0.17	0.03
Main-d'oeuvre minimale	Août	3.91	0.20	-0.02
Taux de chômage minimal	Décembre	21.34	1.07	-4.39
Chômage minimal	Août	29.76	0.41	1.04
Hommes, 35 à 44 ans				
Emploi maximal	Septembre	1.82	-0.04	0.13
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	0.51	-0.01	0.04
Emploi minimal	Février	2.52	-0.07	0.16
Main-d'oeuvre minimale	Février	0.57	-0.02	-0.02
Taux de chômage minimal	Septembre	39.51	-0.31	3.93
Chômage minimal	Septembre	39.54	-1.01	-5.53
Femmes, 35 à 44 ans				
Emploi maximal	Octobre	2.87	0.17	0.08
Main-d'oeuvre maximale	Octobre	2.35	0.13	0.10
Emploi minimal	Janvier	3.08	0.14	0.27
Main-d'oeuvre minimale	Janvier	2.67	0.14	0.18
Taux de chômage minimal	Septembre	25.17	0.11	0.84
Chômage minimal	Septembre	19.88	-1.24	-2.14
Hommes, 45 à 54 ans				
Emploi maximal	Septembre	1.95	-0.09	0.12
Main-d'oeuvre maximale	Juin	0.52	-0.02	-0.28
Emploi minimal	Février	2.95	-0.09	0.17
Main-d'oeuvre minimale	Janvier	0.61	-0.03	-0.23
Taux de chômage minimal	Septembre	63.49	-1.72	3.17
Chômage minimal	Septembre	36.65	-1.85	-7.33
Femmes, 45 à 54 ans				
Emploi maximal	Septembre	3.70	0.06	-0.50
Main-d'oeuvre maximale	Septembre	3.08	0.05	-0.47
Emploi minimal	Mars	2.52	0.07	-0.26
Main-d'oeuvre minimale	Mars	2.06	0.09	-0.21
Taux de chômage minimal	Septembre	23.66	0.50	-1.10

TABLEAU V (suite)

	Mois	Saisonnalité (Pourcentage des données désaisonnali- sées)	Effet de T (Pourcentage des valeurs désaisonnali- sées, par année)	Effet de U (Pourcentage des valeurs désaison- nalisées, par variation d'un point en pour- centage de U)
Hommes, 55 à 64 ans				
Emploi maximal	Septembre	2.67	-0.02	0.09
Main-d'oeuvre maximale	Juin	1.39	0.02	0.00
Emploi minimal	Février	3.92	-0.04	0.12
Main-d'oeuvre minimale	Janvier	2.23	-0.05	-0.05
Taux de chômage minimal	Septembre	35.46	0.20	3.77
Chômage minimal	Septembre	34.27	-0.76	-4.40
Femmes, 55 à 64 ans				
Emploi maximal	Mars	1.80	0.27	-0.01
Main-d'oeuvre maximale	Mars	2.76	0.28	-0.09
Emploi minimal	Juillet	2.63	0.01	-0.05
Main-d'oeuvre minimale	Juillet	2.76	-0.02	-0.17
Taux de chômage minimal	Mai	33.60	4.31	5.42
Hommes, 65 ans et plus				
Emploi maximal	Septembre	5.35	-0.02	0.11
Main-d'oeuvre maximale	Mai	4.27	0.18	-0.27
Emploi minimal	Janvier	7.77	0.11	0.23
Main-d'oeuvre minimale	Janvier	5.85	0.08	0.05
Taux de chômage minimal	Août	30.60	0.51	-0.42
Chômage minimal	Août	27.83	-1.04	-2.86
Femmes, 65 ans et plus				
Emploi maximal	Mai	5.67	0.51	0.45
Main-d'oeuvre maximale	Mai	6.33	0.46	0.32
Emploi minimal	Août	9.27	0.66	-0.79
Main-d'oeuvre minimale	Août	9.63	0.66	-0.02
Taux de chômage minimal	Septembre	30.16	1.64	-4.75

TABLEAU VI
 SCHEMAS SAISONNIERS DANS LE CHOMAGE
 PAR AGE ET PAR SEXE
 TAUX DE CHOMAGE NORMALISES
 MOYENNES ANNUELLES

A. Tous les âges

	Hommes				Femmes				Total			
	Corrigés				Corrigés				Corrigés			
	Désaison- nalisés	Max E+L	Min E+L	Min U	Désaison- nalisés	Max E+L	Min E+L	Min U	Désaison- nalisés	Max E+L	Min E+L	Min U
1953	3.4	1.3	6.5	1.1	1.6	2.7	1.7	1.2	3.0	1.6	5.4	1.2
1954	5.1	2.7	8.4	2.6	2.6	4.1	2.7	2.0	4.6	3.0	7.1	2.5
1955	4.9	2.7	8.1	2.5	2.6	4.0	2.7	2.1	4.4	3.0	6.9	2.4
1956	3.9	1.9	6.8	1.7	1.9	3.2	2.0	1.4	3.4	2.2	5.7	1.6
1957	5.4	3.2	8.5	2.9	2.3	3.9	2.4	1.8	4.6	3.3	7.0	2.7
1958	8.1	5.5	11.6	5.3	3.6	5.8	3.8	2.9	7.1	5.6	9.7	4.8
1959	6.9	4.6	10.2	4.3	3.0	5.0	3.2	2.4	6.0	4.7	8.5	3.9
1960	8.1	5.6	11.5	5.4	3.6	5.8	3.8	2.8	6.9	5.7	9.5	4.7
1961	8.4	5.9	11.8	5.6	3.7	6.0	3.9	3.0	7.1	5.9	9.7	4.9
1962	6.8	4.9	9.7	4.4	3.3	5.2	3.4	2.5	5.9	4.9	8.1	3.9
1963	6.4	4.6	9.2	4.0	3.3	5.1	3.4	2.6	5.5	4.8	7.6	3.6
1964	5.3	3.9	7.9	3.2	3.0	4.6	3.1	2.3	4.6	4.1	6.6	2.9
1965	4.4	3.3	6.9	2.4	2.7	4.1	2.8	1.9	3.9	3.5	5.7	2.3
1966	4.0	3.1	6.3	2.2	2.6	3.9	2.6	1.8	3.6	3.4	5.2	2.1
1967	4.6	3.6	7.0	2.7	3.0	4.5	3.0	2.1	4.1	3.9	5.8	2.5
1968	5.5	4.4	7.9	3.4	3.4	5.1	3.5	2.5	4.8	4.6	6.5	3.1
1969	5.2	4.3	7.5	3.3	3.6	5.2	3.6	2.6	4.7	4.6	6.3	3.1

TABLEAU VI (suite)

B. Hommes et femmes

	14 à 24 ans				25 ans et plus			
	Corrigés				Corrigés			
	Désaisonnalisés	Max E+L	Min E+L	Min U	Désaisonnalisés	Max E+L	Min E+L	Min U
1953	4.6	4.0	7.9	2.1	2.5	0.9	4.7	0.9
1954	6.9	6.0	10.5	4.1	3.9	2.0	6.2	2.0
1955	6.6	6.0	10.1	4.0	3.7	2.0	6.0	1.9
1956	5.3	5.1	8.3	2.8	2.9	1.3	5.0	1.3
1957	7.3	6.9	10.6	4.6	3.9	2.2	6.1	2.1
1958	11.0	10.1	14.7	7.9	5.9	4.0	8.4	3.9
1959	9.4	9.1	12.8	6.5	5.0	3.3	7.3	3.1
1960	11.0	10.5	14.4	7.9	5.8	4.1	8.2	3.8
1961	10.8	10.6	14.2	7.7	6.1	4.4	8.5	4.1
1962	9.3	9.6	12.2	6.5	4.9	3.4	7.1	3.1
1963	9.2	9.8	11.9	6.5	4.5	3.0	6.5	2.8
1964	7.9	8.9	10.2	5.5	3.7	2.4	5.6	2.1
1965	6.5	7.8	8.4	4.2	3.1	1.9	4.9	1.7
1966	5.9	7.6	7.6	3.8	2.8	1.8	4.5	1.5
1967	6.9	8.4	8.6	4.6	3.2	2.1	4.9	1.8
1968	8.2	9.6	10.0	5.8	3.7	2.6	5.5	2.2
1969	7.9	9.6	9.5	5.7	3.6	2.5	5.2	2.2

TABLEAU VII

SCHEMAS SAISONNIERS DANS LES TAUX DE CHOMAGE
EFFET MOYEN DE LA TENDANCE SUR LA DIFFERENCE ENTRE
LES TAUX NORMALISES ET DESAISONNALISES

EN POURCENTAGE DE LA MAIN D'OEUVRE, CHIFFRES ANNUELS DESAISONNALISES

Groupe	Max. E. + L.	Min. E. + L.	Min. U.
Hommes 14 à 24 ans	0.274	-0.187	0.078
Hommes 25+ ans	0.052	-0.024	0.023
Hommes total	0.098	-0.057	0.034
Femmes 14 à 24 ans	0.108	-0.016	-0.048
Femmes 25+ ans	0.000	-0.011	-0.021
Femmes total	0.039	-0.012	-0.031
Tous 14 à 24 ans	0.208	-0.120	0.029
Tous 25+ ans	0.025	-0.021	0.013
Total	0.082	-0.045	0.017

TABLEAU VIII

SCHEMAS SAISONNIERS DANS L'EMPLOI ET LA MAIN-D'OEUVRE
EVALUATION DE LA SAISONNALITE, EN POURCENTAGE
DES ESTIMATIONS POUR LES MOIS MAXIMA
D'APRES LES CHIFFRES DE 1969

DECOMPOSITION PAR AGE ET PAR SEXE

	Emploi	Main-d'oeuvre
Hommes de 14 à 19 ans	45.2	43.4
Hommes de 20 à 24 ans	17.4	13.5
Hommes de 14 à 24 ans	29.8	27.4
Hommes de 25 à 34 ans	5.2	1.5
Hommes de 35 à 44 ans	5.3	1.1
Hommes de 45 à 54 ans	4.8	1.1
Hommes de 55 à 64 ans	6.4	3.5
Hommes de plus de 65 ans	12.5	9.8
Hommes de plus de 25 ans	5.6	1.9
Tous les hommes	11.4	8.4
Femmes de 14 à 19 ans	32.2	38.6
Femmes de 20 à 24 ans	4.9	5.1
Femmes de 14 à 24 ans	17.9	21.7
Femmes de 25 à 34 ans	5.6	6.0
Femmes de 35 à 44 ans	5.8	4.9
Femmes de 45 à 54 ans	6.0	5.0
Femmes de 55 à 64 ans	4.4	4.7
Femmes de plus de 65 ans	14.1	15.0
Femmes de plus de 25 ans	5.8	5.5
Toutes les femmes	10.1	11.5
Tous les individus de 14 à 24 ans	24.9	25.0
Tous les individus de plus de 25 ans	5.7	3.0
Tous les individus	11.0	9.4

TABLEAU IX

TAUX DE CHOMAGE DE 1947 à 1952

(Moyennes annuelles des données disponibles)

	Moyenne des données brutes	Moyenne des données désaisonnalisées
	(en pourcentage)	
1946	3.4	4.0
1947	2.3	2.0
1948	2.3	2.6
1949	2.9	3.5
1950	3.6	4.1
1951	2.4	2.8
1952	2.9	3.0

Source: Statistique Canada et le tableau III

TABLEAU X

SCHEMAS SAISONNIERS DANS L'EMPLOI ET LA MAIN-D'OEUVRE
PAR REGION ET PAR SEXE
SOMMAIRE DES RESULTATS DES REGRESSIONS

	Mois	Saisonnalité	Effet de T	Effet de U
Hommes - Atlantique				
Emploi maximal	Juillet	12.06	0.13	0.37
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	8.24	0.21	-0.09
Emploi minimal	Mars	10.82	-0.07	0.35
Main-d'oeuvre minimale	Février	5.13	0.08	-0.10
Taux de chômage minimal	Septembre	44.26	-0.40	2.48
Femmes - Atlantique				
Emploi maximal	Juillet	4.07	0.26	-0.17
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	3.97	0.25	-0.17
Emploi minimal	Mars	3.87	-0.17	-0.13
Main-d'oeuvre minimale	Mars	3.25	-0.15	-0.16
Taux de chômage minimal	Décembre	17.67	2.83	-1.02
Hommes - Québec				
Emploi maximal	Juillet	7.50	0.05	0.18
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	5.93	0.18	-0.13
Emploi minimal	Février	5.72	-0.05	0.19
Main-d'oeuvre minimale	Mars	2.44	0.05	-0.06
Taux de chômage minimal	Septembre	29.81	-1.03	1.36

TABLEAU X (suite)

	Mois	Saisonnalité	Effet de T	Effet de U
Femmes - Québec				
Emploi maximal	Juillet	3.25	0.29	-0.03
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	3.03	0.27	-0.07
Emploi minimal	Janvier	3.47	0.13	0.06
Main-d'oeuvre minimale	Janvier	3.02	0.19	-0.04
Taux de chômage minimal	Décembre	7.99	0.48	-0.50
Hommes - Ontario				
Emploi maximal	Août	5.15	0.06	-0.11
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	5.15	0.16	-0.10
Emploi minimal	Février	3.48	-0.02	0.14
Main-d'oeuvre minimale	Janvier	2.05	0.06	-0.06
Taux de chômage minimal	Septembre	33.50	0.67	2.58
Femmes - Ontario				
Emploi maximal	Août	3.64	0.10	-0.21
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	3.53	0.15	-0.34
Emploi minimal	Février	3.41	0.06	-0.10
Main-d'oeuvre minimale	Février	3.33	0.10	-0.14
Taux de chômage minimal	Décembre	15.47	-0.08	-1.76

TABLEAU X (suite)

	Mois	Saisonnalité	Effet de T	Effet de U
Hommes - Prairies				
Emploi maximal	Août	7.49	-0.07	-0.02
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	6.31	0.07	-0.21
Emploi minimal	Janvier	5.43	-0.08	0.09
Main-d'oeuvre minimale	Février	3.67	0.00	-0.17
Taux de chômage minimal	Septembre	52.05	-1.67	6.34
Femmes - Prairies				
Emploi maximal	Mai	2.01	-0.07	-0.64
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	2.12	-0.02	0.31
Emploi minimal	Février	3.33	-0.15	0.59
Main-d'oeuvre minimale	Février	3.28	-0.09	0.64
Taux de chômage minimal	Septembre	24.15	-0.64	-2.53
Hommes - Colombie-Britannique				
Emploi maximal	Juillet	6.00	0.02	-0.02
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	4.89	0.10	-0.10
Emploi minimal	Janvier	4.47	-0.12	0.07
Main-d'oeuvre minimale	Décembre	2.41	0.11	-0.04
Taux de chômage minimal	Septembre	32.87	-1.37	2.39

TABLEAU X (suite)

	Mois	Saisonnalité	Effet de T	Effet de U
Femmes - Colombie-Britannique				
Emploi maximal	Juillet	4.57	0.00	0.15
Main-d'oeuvre maximale	Juillet	4.83	0.06	0.08
Emploi minimal	Janvier	4.37	0.02	-0.09
Main-d'oeuvre minimale	Janvier	3.76	0.09	-0.02
Taux de chômage minimal	Septembre	17.33	0.60	-2.06

TABLEAU XI
 SCHEMAS SAISONNIERS DANS LE CHOMAGE, PAR REGION ET PAR SEXE
 TAUX DE CHOMAGE NORMALISES
 MOYENNES ANNUELLES
 A. Hommes

Année	Région Atlantique				Québec				Ontario			
	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U
1953	6.5	3.1	13.4	2.7	4.2	1.9	8.1	1.0	2.4	0.9	4.9	1.8
1954	7.6	3.8	14.8	3.7	6.6	3.7	10.8	3.2	4.4	3.0	7.1	3.5
1955	7.6	3.9	14.6	3.7	6.9	4.1	11.1	3.6	3.6	2.4	6.1	2.8
1956	7.1	3.6	13.8	3.3	5.5	3.2	9.4	2.4	2.8	1.6	5.1	2.0
1957	10.0	5.5	17.5	5.7	7.0	4.4	11.0	3.8	3.9	2.8	6.3	3.1
1958	14.9	8.8	23.7	9.8	10.2	6.8	14.6	6.8	6.2	5.2	8.9	5.1
1959	13.1	7.6	21.2	8.3	9.1	6.2	13.3	5.9	5.2	4.3	7.6	4.2
1960	12.9	7.6	20.8	8.1	10.5	7.4	14.9	7.3	6.3	5.5	8.8	5.2
1961	13.7	8.2	21.7	8.8	10.8	7.6	15.0	7.6	6.4	5.7	8.8	5.2
1962	12.9	7.7	20.5	8.1	8.8	6.3	12.6	5.8	4.9	4.3	7.0	3.8
1963	11.7	7.0	18.9	7.2	8.6	6.3	12.4	5.8	4.2	3.7	6.2	3.2
1964	9.7	5.8	16.0	5.6	7.3	5.5	10.8	4.7	3.5	3.1	5.3	2.5
1965	8.8	5.4	14.8	5.0	6.1	4.8	9.3	3.7	2.7	2.3	4.3	1.8
1966	7.6	4.7	13.1	4.0	5.4	4.4	8.3	3.1	2.6	2.4	4.1	1.7
1967	8.1	5.1	13.5	4.4	6.0	4.9	9.0	3.7	3.3	3.2	4.9	2.3
1968	9.0	5.7	14.7	5.2	7.6	6.2	10.8	5.3	3.7	3.6	5.3	2.6
1969	8.9	5.7	14.3	5.1	7.8	6.4	10.8	5.5	3.3	3.3	4.7	2.2

TABLEAU XI (suite)

A. Hommes

Année	Prairies				Colombie-Britannique			
	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U
1953	2.0*	0.0*	4.7	0.0	4.5	2.4	10.0	1.8
1954	2.7	0.0	5.5	0.5	5.9	3.9	11.2	3.1
1955	3.3	0.3	6.1	1.0	4.1	2.2	9.2	1.6
1956	2.4	0.0	4.9	0.3	2.8	1.0	7.5	0.5
1957	3.0	0.3	5.6	0.9	5.8	3.9	10.4	3.2
1958	4.6	1.7	7.5	2.2	9.7	7.7	14.3	6.8
1959	3.8	1.2	6.4	1.6	7.0	5.2	11.3	4.5
1960	4.8	2.2	7.6	2.5	9.6	7.7	13.8	6.9
1961	5.4	2.7	8.1	3.0	9.6	7.8	13.6	6.9
1962	4.4	2.1	6.9	2.3	7.4	5.6	11.0	5.0
1963	4.2	2.1	6.6	2.1	7.0	5.4	10.4	4.7
1964	3.4	1.6	5.6	1.5	5.2	3.9	8.3	3.2
1965	2.9	1.3	5.0	1.2	4.2	3.0	7.0	2.3
1966	2.3	1.0	4.1	0.8	4.8	3.7	7.5	3.0
1967	2.6	1.3	4.4	1.0	5.5	4.4	8.0	3.7
1968	3.3	2.0	5.2	1.6	6.4	5.3	8.7	4.5
1969	3.0	1.9	4.8	1.5	5.2	4.2	7.3	3.5

TABLEAU XI (suite)

B. Femmes

Année	Région Atlantique				Québec				Ontario			
	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U
1953	1.5	1.6	2.5	2.7	2.3	2.5	3.4	3.3	1.1	0.5	1.9	0.7
1954	2.6	2.7	3.6	3.7	3.5	3.5	4.7	4.4	2.2	1.3	3.0	1.8
1955	2.5	2.5	3.4	3.4	3.7	3.7	4.9	4.6	2.0	1.2	2.7	1.5
1956	2.0	1.9	2.8	2.7	3.0	3.0	4.0	3.8	1.3	0.7	1.9	0.8
1957	2.5	2.6	3.5	3.4	2.9	2.9	4.0	3.7	2.1	1.4	2.7	1.7
1958	3.7	3.7	4.6	4.5	4.6	4.4	5.9	5.4	3.2	2.2	3.8	2.9
1959	3.2	3.1	4.0	3.8	4.0	3.8	5.1	4.7	2.6	1.9	3.2	2.3
1960	2.9	2.9	3.8	3.4	4.8	4.5	6.0	5.5	3.1	2.3	3.7	2.8
1961	3.9	3.7	4.6	4.2	4.7	4.5	5.9	5.3	3.3	2.5	3.8	3.0
1962	4.3	4.2	5.1	4.5	3.7	3.5	4.6	4.1	3.0	2.4	3.4	2.6
1963	3.1	3.0	3.8	3.2	4.1	3.9	5.0	4.5	2.9	2.4	3.2	2.5
1964	2.8	2.7	3.5	2.7	3.5	3.4	4.2	3.8	2.7	2.4	3.0	2.3
1965	3.3	3.2	3.9	3.0	3.4	3.4	4.0	3.6	2.2	2.1	2.5	1.8
1966	3.1	3.0	3.7	2.7	3.0	3.0	3.4	3.0	2.3	2.2	2.5	1.8
1967	3.0	2.7	3.5	2.3	3.6	3.4	3.9	3.5	2.7	2.5	2.9	2.3
1968	3.3	3.1	3.9	2.7	4.0	3.8	4.4	4.0	3.2	3.1	3.4	2.8
1969	4.2	4.1	4.8	3.6	5.0	4.7	5.3	4.8	2.8	2.7	2.9	2.4

TABLEAU XI (suite)

B. Femmes

Année	<u>Prairies</u>				<u>Colombie-Britannique</u>			
	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U
1953	1.2	2.9	2.3	0.3	2.0	1.1	3.5	1.5
1954	1.7	3.9	2.8	0.9	2.4	1.7	3.9	2.2
1955	2.0	4.5	2.9	1.2	2.4	1.9	4.0	2.0
1956	1.4	3.0	2.3	0.6	2.5	2.1	4.1	1.9
1957	1.3	3.4	2.2	0.6	2.8	2.1	3.9	2.3
1958	2.1	5.4	2.8	1.5	5.2	4.4	6.0	5.1
1959	1.5	3.9	2.2	0.8	4.5	4.1	5.7	4.3
1960	2.3	5.4	2.8	1.7	5.2	4.7	6.1	5.2
1961	2.5	5.9	3.0	2.0	5.1	4.5	5.8	4.9
1962	2.4	4.9	2.8	1.8	4.5	4.2	5.4	4.2
1963	2.3	4.4	2.6	1.7	5.1	4.8	5.8	4.6
1964	2.2	3.4	2.5	1.5	5.6	5.5	6.4	4.9
1965	1.6	2.3	1.9	0.9	4.2	4.2	5.0	3.4
1966	1.5	1.5	1.8	0.8	3.9	3.9	4.6	3.1
1967	1.6	1.6	1.7	0.8	4.2	4.4	4.9	3.6
1968	2.1	2.7	2.2	1.5	5.0	5.0	5.5	4.3
1969	2.5	2.6	2.5	1.9	4.4	4.7	5.0	3.7

TABLEAU XI (suite)

C. Hommes et femmes

Année	Région Atlantique				Québec				Ontario			
	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U
1953	5.5	2.8	11.3	2.7	3.8	2.0	7.0	1.5	2.1	0.8	4.2	1.5
1954	6.6	3.6	12.6	3.7	5.9	3.7	9.4	3.5	3.8	2.6	6.1	3.1
1955	6.5	3.6	12.4	3.6	6.2	4.0	9.7	3.8	3.2	2.1	5.3	2.5
1956	6.1	3.3	11.6	3.2	5.0	3.2	8.2	2.7	2.4	1.4	4.3	1.7
1957	8.4	4.9	14.5	5.2	6.1	4.0	9.4	3.8	3.4	2.5	5.4	2.7
1958	12.5	7.8	19.7	8.7	8.8	6.3	12.5	6.5	5.4	4.5	7.6	4.5
1959	11.0	6.7	17.5	7.3	7.9	5.6	11.3	5.6	4.5	3.7	6.5	3.7
1960	10.7	6.6	17.0	7.0	9.1	6.8	12.6	6.8	5.4	4.6	7.4	4.5
1961	11.2	7.1	17.4	7.6	9.2	6.9	12.7	7.0	5.5	4.8	7.4	4.6
1962	10.7	6.9	16.6	7.2	7.4	5.6	10.6	5.4	4.3	3.7	6.0	3.5
1963	9.5	6.1	15.1	6.2	7.4	5.7	10.4	5.4	3.8	3.3	5.3	3.0
1964	7.9	5.1	12.8	4.8	6.3	5.0	9.0	4.5	3.2	2.9	4.6	2.4
1965	7.3	4.8	11.8	4.4	5.4	4.4	7.8	3.7	2.5	2.3	3.7	1.8
1966	6.3	4.3	10.4	3.7	4.7	4.0	6.9	3.1	2.5	2.3	3.6	1.7
1967	6.6	4.4	10.6	3.8	5.3	4.5	7.4	3.7	3.1	3.0	4.3	2.3
1968	7.3	5.0	11.4	4.5	6.5	5.5	8.9	4.9	3.6	3.5	4.7	2.7
1969	7.5	5.2	11.4	4.7	6.9	5.9	9.2	5.3	3.1	3.1	4.1	2.3

TABLEAU XI (suite)

C. Hommes et femmes

Année	Prairies				Colombie-Britannique			
	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U	Taux désai- sonnalisés	Max. E+L	Min. E+L	Min. U
1953	1.8	0.0	4.2	0.0	4.0	2.1	8.5	1.7
1954	2.6	0.5	5.0	0.6	5.2	3.4	9.6	2.9
1955	3.1	1.1	5.5	1.1	3.8	2.2	8.0	1.7
1956	2.2	0.4	4.4	0.4	2.7	1.3	6.7	0.8
1957	2.7	0.9	4.9	0.8	5.1	3.5	8.9	3.0
1958	4.1	2.6	6.4	2.1	8.6	6.9	12.4	6.4
1959	3.3	1.9	5.4	1.4	6.4	5.0	9.9	4.4
1960	4.2	3.0	6.4	2.3	8.6	7.0	11.9	6.4
1961	4.6	3.6	6.8	2.7	8.4	7.0	11.6	6.4
1962	3.9	2.8	5.8	2.1	6.6	5.3	9.5	4.8
1963	3.7	2.7	5.6	2.0	6.4	5.2	9.1	4.6
1964	3.1	2.1	4.7	1.5	5.3	4.4	7.8	3.7
1965	2.5	1.6	4.1	1.1	4.2	3.3	6.4	3.0
1966	2.1	1.1	3.4	0.8	4.5	3.7	6.6	3.0
1967	2.3	1.4	3.6	1.0	5.1	4.4	7.1	3.6
1968	2.9	2.2	4.3	1.6	5.9	5.2	7.7	4.4
1969	2.9	2.2	4.1	1.6	5.0	4.4	6.6	3.6

TABLEAU XII
 SCHEMAS SAISONNIERS DANS LES TAUX DE CHOMAGE
 EFFET MOYEN DE LA TENDANCE SUR LA DIFFERENCE ENTRE LES TAUX NORMALISES ET DESAISONNALISES
 EN POURCENTAGE DE LA MAIN-D'OEUVRE, CHIFFRES ANNUELS DESAISONNALISES

Groupe	Max. E + L	Min. E + L	Min. W
Hommes:			
Région Atlantique	0.088	-0.153	0.026
Québec	0.140	-0.100	0.080
Ontario	0.099	-0.084	0.025
Prairies	0.146	-0.069	0.049
Colombie-Britannique	0.078	-0.227	0.068
Femmes:			
Région Atlantique	0.000	-0.028	-0.127
Québec	0.000	-0.070	-0.081
Ontario	0.049	-0.047	0.001
Prairies	-0.017	-0.031	0.017
Colombie-Britannique	0.066	-0.067	-0.032
Hommes et Femmes:			
Région Atlantique	0.066	-0.119	-0.002
Québec	0.102	-0.086	0.037
Ontario	0.085	-0.068	-0.017
Prairies	0.069	-0.067	0.041
Colombie-Britannique	0.075	-0.179	0.041

TABLEAU XIII

SCHEMAS SAISONNIERS DANS L'EMPLOI ET LA MAIN-D'OEUVRE

EVALUATION DE LA SAISONNALITE, EN POURCENTAGE
DES ESTIMATIONS POUR LES MOIS MAXIMA,
D'APRES LES CHIFFRES DE 1969

DECOMPOSITION PAR REGION ET PAR SEXE

	Emploi	Main-d'oeuvre
Hommes:		
Région Atlantique	20.4	12.4
Québec	12.3	7.9
Ontario	8.2	6.9
Prairies	12.0	9.4
Colombie-Britannique	9.8	6.9
Femmes:		
Région Atlantique	7.6	6.9
Québec	6.5	6.0
Ontario	6.8	6.7
Prairies	5.2	5.3
Colombie-Britannique	8.6	8.2
Hommes et Femmes:		
Région Atlantique	16.5	10.7
Québec	10.5	7.3
Ontario	7.7	6.8
Prairies	9.9	8.1
Colombie-Britannique	9.4	7.3

TABLEAU XIV
 ECARTS DANS LA SAISONNALITE ET LES TAUX DE CHOMAGE ENTRE LES REGIONS
 EN PROPORTION DES VALEURS POUR L'ONTARIO, D'APRES LES CHIFFRES DE 1969

	Atlantique	Québec	Prairies	Colombie- Britannique
	<u>Hommes</u>			
Emploi	2.5	1.5	1.5	1.2
Main-d'oeuvre	1.8	1.1	1.4	1.0
Taux de chômage - désaisonnalisé	2.7	2.4	0.9	1.6
Taux de chômage - Max. E + L	1.7	1.9	0.6	1.3
Taux de chômage - Min. E + L	3.0	2.3	1.0	1.6
Taux de chômage - Min. U	2.3	2.5	0.7	1.6
	<u>Femmes</u>			
Emploi	1.1	1.0	0.8	1.3
Main-d'oeuvre	1.0	0.9	0.8	1.2
Taux de chômage - désaisonnalisé	1.5	1.8	0.9	1.6
Taux de chômage - Max. E + L	1.5	1.7	1.0	1.7
Taux de chômage - Min. E + L	1.7	1.8	0.9	1.7
Taux de chômage - Min. U	1.5	2.0	0.8	1.5

TABLEAU XIV (suite)

	Atlantique	Québec	Prairies	Colombie-Britannique
	<u>Hommes et Femmes</u>			
Emploi	2.1	1.4	1.3	1.2
Main-d'oeuvre	1.6	1.1	1.2	1.4
Taux de chômage - désaisonnalisé	2.4	2.2	0.9	1.6
Taux de chômage - Max. E + L	1.7	1.5	0.7	1.4
Taux de chômage - Min. E + L	2.8	1.9	1.0	1.6
Taux de chômage - Min. U	2.0	2.3	0.7	1.6

TABLEAU XV
 SCHEMAS SAISONNIERS DANS LES EMBAUCHAGES ET LES CESSATIONS D'EMPLOI
 SOMMAIRE DES RESULTATS DES REGRESSIONS¹ - AOUT 1960
 A. Embauchages

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois du min.	Facteur du mois du max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Agriculture	Février	Mai	0.284	2.571	0.889	1.404	0.0105
Forêts	Avril	Mai	0.359	2.039	0.824	1.578	0.0132
Industrie minière	Décembre	Juin	0.846	1.579	0.464	0.568	-0.0055
Industrie manufacturière	Décembre	Juin	0.668	1.477	0.548	1.104	0.0019
Bâtiment et travaux publics	Décembre	Mai	0.652	1.493	0.564	4.793	0.0114
Transports, communications et autres services publics	Février	Mai	0.624	1.553	0.598	2.376	0.0084
Commerce	Février	Juin	0.719	1.299	0.446	0.690	-0.0014
Finances, assurance et affaires immobilières	Décembre	Juin	0.696	1.501	0.537	-0.302	-0.0040
Services	Février	Novembre	0.639	1.764	0.638	-1.799	0.0145
Toutes les industries couvertes	Février	Mai	0.678	1.353	0.499	0.971	-0.0018

¹ Les dérivées par rapport au taux de chômage renvoient à la proportion plutôt qu'au pourcentage de chômeurs.

TABLEAU XV (suite)
B. Cessation d'emploi

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois du min.	Facteur du mois du max.	S	∂S/∂U	∂S/∂T
Agriculture	Mars	Novembre	0.239	1.757	0.864	3.528	0.0161
Forêts	Mai	Décembre	0.436	1.512	0.712	3.287	0.0110
Industrie minière	Février	Septembre	0.593	1.535	0.614	-0.434	0.0119
Industrie manufacturière	Février	Septembre	0.651	1.342	0.515	-0.624	0.0081
Bâtiment et travaux publics	Février	Décembre	0.670	1.431	0.532	3.392	-0.0017
Transports, communications et autres services publics	Mars	Septembre	0.652	1.650	0.605	1.391	0.0178
Commerce	Février	Septembre	0.732	1.175	0.377	0.102	0.0055
Finances, assurance et affaires immobilières	Février	Septembre	0.787	1.381	0.430	-1.611	0.0052
Services	Novembre	Décembre	0.490	1.171	0.582	-6.085	0.0370
Toutes les industries couvertes	Février	Septembre	0.728	1.382	0.472	-0.407	0.0083

TABLEAU XV (suite)

C. Emploi

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois du min.	Facteur du mois du max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Agriculture	Mars	Juillet	0.728	1.249	0.417	1.088	0.0138
Forêts	Avril	Août	0.543	1.513	0.586	0.332	0.0081
Industrie minière	Décembre	Juillet	0.966	1.054	0.083	-0.063	0.0029
Industrie manufacturière	Janvier	Août	0.968	1.038	0.068	0.125	0.0008
Bâtiment et travaux publics	Février	Août	0.806	1.161	0.307	0.698	-0.0024
Transports, communications et autres services publics	Mars	Juillet	0.970	1.032	0.061	0.076	0.0011
Commerce	Février	Juillet	0.970	1.017	0.047	0.036	0.0007
Finances, assurance et affaires immobilières	Février	Juillet	0.988	1.019	0.030	0.006	0.0008
Services	Février	Novembre	0.979	1.012	0.033	-0.095	-0.0003
Toutes les industries couvertes	Février	Juillet	0.950	1.028	0.077	0.007	0.0003

TABLEAU XV (suite)
D. Nombre d'employés déclaré (1953 - 1970)

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois du min.	Facteur du mois du max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Forêts	Avril	Août	0.624	1.310	0.524	0.878	0.0037
Industrie minière	Avril	Juillet	0.975	1.036	0.059	0.314	0.0001
Industrie manufacturière	Décembre	Août	0.981	1.027	0.046	0.246	-0.0002
Bâtiment et travaux publics	Décembre	Août	0.848	1.129	0.249	1.592	-0.0003
Transports, communications et autres services publics	Février	Août	0.956	1.046	0.086	0.552	-0.0007
Commerce	Février	Décembre	0.970	1.052	0.078	0.245	-0.0015
Finances, assurance et affaires immobilières	Avril	Juillet	0.993	1.011	0.018	-0.190	0.0011
Services	Janvier	Août	0.952	1.066	0.106	0.283	0.0009
Agrégat industriel	Février	Août	0.965	1.036	0.068	0.194	-0.0007

TABLEAU XV (suite)

E. Emploi - Enquête sur la main-d'oeuvre

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois du min.	Facteur du mois du max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Agriculture	Janvier	Juillet	0.826	1.198	0.310	-0.279	0.0040
Forêts	Avril	Août	0.613	1.248	0.509	-0.265	0.0062
Industrie minière	Avril	Août	0.944	1.053	0.103	-0.328	0.0051
Industrie manufacturière	Janvier	Août	0.968	1.044	0.073	0.113	0.0014
Bâtiment et travaux publics	Mars	Août	0.859	1.143	0.248	0.814	-0.0063
Transports, communications et autres services publics	Février	Août	0.958	1.049	0.086	-0.243	0.0015
Commerce	Février	Juillet	0.967	1.037	0.067	0.089	0.0010
Finances, assurance et affaires immobilières	Avril	Août	0.977	1.023	0.044	-0.039	0.0029
Services	Janvier	Juin	0.984	1.027	0.042	-0.092	0.0022
Toutes les industries couvertes	Février	Juillet	0.956	1.057	0.095	0.144	-0.0001

TABLEAU XVI
 RAPPORT DES EMBAUCHAGES ET DES CESSATIONS D'EMPLOI A L'EMPLOI
 SCHEMAS SAISONNIERS, D'APRES LES RESULTATS DES REGRESSIONS

A. Embauchages

Industrie	Moyenne	Minimum Saisonnier	Maximum Saisonnier	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Agriculture	0.131	0.049	0.318	0.846	2.238	0.0067
Forêts	0.339	0.090	0.705	0.872	-1.969	0.0444
Industrie minière	0.052	0.045	0.090	0.494	-1.320	-0.0020
Industrie manufacturière	0.052	0.034	0.077	0.555	-0.552	0.0022
Bâtiment et travaux publics	0.171	0.100	0.231	0.568	3.213	-0.0112
Transports, communications et autres services publics	0.033	0.022	0.054	0.597	1.719	0.0061
Commerce	0.056	0.037	0.067	0.441	-0.610	-0.0007
Finances, assurance et affaires immobilières	0.040	0.029	0.062	0.525	-0.306	-0.0038
Services	0.063	0.039	0.100	0.608	-0.776	0.0156
Toutes les industries couvertes	0.065	0.043	0.085	0.490	1.493	-0.0012

TABLEAU XVI (suite)

B. Cessations d'emploi

Industrie	Moyenne	Minimum Saisonnier	Maximum Saisonnier	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Agriculture	0.126	0.052	0.268	0.804	2.925	-0.0123
Forêts	0.340	0.128	0.706	0.582	6.531	0.0240
Industrie minière	0.051	0.040	0.090	0.550	-1.378	0.0058
Industrie manufacturière	0.050	0.038	0.076	0.502	-1.146	0.0080
Bâtiment et travaux publics	0.169	0.109	0.265	0.587	3.101	0.0035
Transports, communications et autres services publics	0.033	0.023	0.055	0.577	0.374	0.0104
Commerce	0.054	0.041	0.063	0.350	1.398	-0.0051
Finances, assurance et affaires immobilières	0.036	0.035	0.058	0.405	-0.440	0.0028
Services	0.058	0.045	0.073	0.386	-1.014	-0.0005
Toutes les industries couvertes	0.063	0.044	0.079	0.438	-0.465	0.0104

TABLEAU XVII
 SCHEMAS SAISONNIERS DANS LES POSTES VACANTS ET LES PLACEMENTS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DES REGRESSIONS, AOUT 1953 A NOVEMBRE 1970

A. Postes vacants déclarés

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois min.	Facteur du mois max.	S	∂S/∂U	∂S/∂T
Agriculture	Décembre	Juillet	0.093	2.744	0.966	0.013	0.0011
Chasse et pêche	Février	Mai	0.477	1.871	0.745	-0.147	0.0051
Forêts	Mars	Mai	0.458	2.126	0.784	1.414	0.0002
Industrie minière	Décembre	Septembre	0.721	1.245	0.421	-4.126	0.0161
Industrie manufacturière	Décembre	Août	0.627	1.419	0.558	-0.187	0.0007
Bâtiment et travaux publics	Décembre	Septembre	0.605	1.461	0.586	-1.924	-0.0027
Commerce	Décembre	Septembre	0.674	1.407	0.521	-1.569	0.0090
Transports, communications et autres services publics	Février	Décembre	0.564	1.552	0.637	-1.090	0.0268
Finances, assurance et affaires immobilières	Décembre	Mai	0.737	1.152	0.360	1.564	-0.0018
Services	Décembre	Août	0.717	1.268	0.435	-0.682	0.0021
Administration publique	Septembre	Décembre	0.531	2.804	0.810	2.054	0.0016
Agrégat industriel	Février	Septembre	0.747	1.308	0.429	-1.436	0.0021
Toutes les industries couvertes	Février	Septembre	0.693	1.306	0.469	-1.264	0.0015

TABLEAU XVII (suite)

B. Placements permanents

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois min.	Facteur du mois max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Agriculture	Janvier	Septembre	0.114	2.522	0.955	0.079	0.0044
Chasse et pêche	Août	Juin	0.000	1.827	1.000	-37.438	0.0792
Forêts	Décembre	Mai	0.476	2.421	0.803	0.299	0.0089
Industrie minière	Décembre	Juin	0.651	1.346	0.516	-0.466	-0.0051
Industrie manufacturière	Décembre	Septembre	0.598	1.484	0.597	-0.370	0.0031
Bâtiment et travaux publics	Février	Septembre	0.613	1.423	0.569	-1.359	-0.0036
Commerce	Janvier	Septembre	0.722	1.300	0.445	-0.328	-0.0040
Transports, communications et autres services publics	Février	Décembre	0.596	1.910	0.688	-1.306	0.0168
Finances, assurance et affaires immobilières	Décembre	Juin	0.681	1.202	0.433	0.909	-0.0090
Services	Décembre	Septembre	0.678	1.226	0.447	-0.753	0.0025
Administration publique	Septembre	Décembre	0.404	4.195	0.904	1.414	0.0030
Agrégat industriel	Février	Septembre	0.743	1.314	0.434	-1.048	0.0005
Toutes les industries couvertes	Février	Décembre	0.688	1.277	0.461	0.465	0.0108

TABLEAU XVII (suite)

C. Placements temporaires

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois min.	Facteur du mois max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Agriculture	Janvier	Juillet	0.024	4.481	0.995	-0.017	0.0001
Chasse et pêche ¹	-	-	-	-	-	-	-
Forêts	Février	Mai	0.404	2.418	0.833	1.574	0.0045
Industrie minière	Décembre	Février	0.512	1.572	0.674	-3.320	0.0332
Industrie manufacturière	Février	Septembre	0.854	1.293	0.339	0.291	-0.0073
Bâtiment et travaux publics	Février	Octobre	0.601	1.584	0.621	-0.006	0.0020
Commerce	Mars	Octobre	0.765	1.328	0.423	-0.267	0.0276
Transports, communications et autres services publics	Février	Octobre	0.559	1.411	0.604	1.012	0.0380
Finances, assurance et affaires immobilières	Février	Janvier	0.867	1.253	0.309	-2.133	0.0157
Services	Février	Juillet	0.678	1.281	0.471	-0.450	0.0041
Administration publique	Août	Avril	0.599	1.732	0.654	-2.203	0.0103
Agrégat industriel	Février	Octobre	0.722	1.252	0.424	-0.539	0.0065
Toutes les industries couvertes	Février	Juillet	0.520	1.952	0.734	-0.427	-0.0099

¹ Les données ne permettaient pas de calculer des schémas saisonniers.

TABLEAU XVII (suite)

D. Postes restés vacants

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois min.	Facteur du mois max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
Agriculture	Décembre	Juillet	0.188	2.594	0.928	0.276	-0.0001
Chasse et pêche	Janvier	Septembre	0.370	3.294	0.888	-0.018	0.0113
Forêts	Mars	Mai	0.389	1.709	0.773	1.269	-0.0036
Industrie minière	Mars	Septembre	0.808	1.217	0.336	-2.921	0.0231
Industrie manufacturière	Décembre	Août	0.729	1.405	0.481	0.893	0.0004
Bâtiment et travaux publics	Décembre	Septembre	0.597	1.578	0.621	-0.905	-0.0047
Commerce	Décembre	Septembre	0.670	1.422	0.529	-0.507	-0.0014
Transports, communications et autres services publics	Janvier	Novembre	0.616	2.296	0.732	-0.474	0.0154
Finances, assurance et affaires immobilières	Novembre	Mai	0.864	1.147	0.247	1.274	-0.0103
Services	Décembre	Août	0.761	1.248	0.390	-0.605	0.0014
Administration publique	Août	Novembre	0.541	3.333	0.838	1.219	-0.0012
Agrégat industriel	Décembre	Août	0.751	1.255	0.402	-0.383	-0.0032
Toutes les industries couvertes	Janvier	Août	0.766	1.224	0.374	-1.235	-0.0025

TABLEAU XVIII
 SCHEMAS SAISONNIERS DANS LES MOUVEMENTS BRUTS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DES REGRESSIONS MARS 1961 A NOVEMBRE 1970

A. Hommes et femmes

Mois précédent	Mois courant	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois min.	Facteur du mois max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
E	E	Février	Août	0.966	1.059	0.087	0.051	-0.001
E	U	Septembre	Janvier	0.645	1.781	0.638	1.044	0.001
E	N	-	-	-	-	-	-	-
U	E	Novembre	Mai	0.561	1.566	0.641	1.436	-0.012
U	U	Octobre	Mars	0.616	1.551	0.603	0.828	-0.008
U	N	Mai	Septembre	0.365	2.985	0.878	2.635	-0.013
N	E	Janvier	Juillet	0.462	2.726	0.830	0.777	-0.004
N	U	-	-	-	-	-	-	-
N	N	Juillet	Mars	0.851	1.056	0.194	-0.011	0.028

E: emploi
 U: chômage
 N: non dans la main-d'oeuvre

TABLEAU XVIII (suite)

B. Hommes								
Mois précédent	Mois courant	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois min.	Facteur du mois max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
E	E	Février	Août	0.961	1.072	0.104	-0.002	-0.001
E	U	Juin	Janvier	0.615	1.870	0.671	0.824	-0.002
E	N	-	-	-	-	-	-	-
U	E	Novembre	Mai	0.490	1.685	0.709	1.367	-0.008
U	U	Septembre	Mars	0.575	1.637	0.649	0.286	-0.004
U	N	-	-	-	-	-	-	-
N	E	Février	Juillet	0.422	2.635	0.839	2.827	0.002
N	U	Août	Juin	0.413	2.857	0.854	0.136	0.000
N	N	Août	Mars	0.624	1.238	0.496	-0.266	0.048

E: emploi
 U: chômage
 N: non dans la main-d'oeuvre

TABLEAU XVIII (suite)

C. Femmes

Mois précédent	Mois courant	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois min.	Facteur du mois max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
E	E	Septembre	Août	0.960	1.033	0.071	0.122	0.002
E	U	Juin	Janvier	0.768	1.427	0.462	0.644	-0.004
E	N	-	-	-	-	-	-	-
U	E	Juin	Septembre	0.619	1.492	0.585	3.057	-0.009
U	U	Juin	Mars	0.887	1.286	0.310	1.683	-0.026
U	N	-	-	-	-	-	-	-
N	E	Janvier	Juillet	0.508	2.040	0.751	0.842	-0.003
N	U	-	-	-	-	-	-	-
N	N	Juillet	Mars	0.841	1.031	0.184	0.959	0.014

E: emploi
U: chômage
N: non dans la main-d'oeuvre

TABLEAU XIX
SCHEMAS SAISONNIERS DANS LES REVENUS
SOMMAIRE DES RESULTATS, D'APRES LA PERIODE JANVIER 1955 - NOVEMBRE 1970
ESTIMATIONS DE 1970

Industrie	Mois du minimum	Mois du maximum	Facteur du mois min.	Facteur du mois max.	S	$\partial S/\partial U$	$\partial S/\partial T$
<u>Rémunération hebdomadaire moyenne</u>							
Forêts	Juin	Février	0.934	1.061	0.120	0.222	0.0054
Industrie minière	Juillet	Janvier	0.978	1.022	0.043	0.230	0.0022
Industrie manufacturière	Décembre	Avril	0.968	1.010	0.041	0.130	0.0005
Bâtiment et travaux publics	Décembre	Septembre	0.818	1.041	0.215	0.776	0.0067
Commerce	Novembre	Juillet	0.983	1.015	0.032	0.025	0.0004
Transports, communications et autres services publics	Décembre	Février	0.990	1.012	0.021	0.161	0.0005
Finances, assurance et affaires immobilières	Février	Avril	0.991	1.009	0.018	-0.131	0.0004
Services	Septembre	Février	0.994	1.007	0.014	0.099	-0.0007
Agrégat industriel	Décembre	Octobre	0.970	1.006	0.036	-0.141	0.0002
<u>Gains horaires moyens</u>							
Industrie minière	Août	Février	0.984	1.012	0.028	-0.014	0.0013
Industrie manufacturière	Août	Décembre	0.987	1.011	0.024	0.183	0.0003
Bâtiment et travaux publics	Juillet	Janvier	0.975	1.025	0.049	0.329	0.0018

TABLEAU XX

CORRESPONDANCE DES FLUCTUATIONS SAISONNIERES

DANS LES GAINS MOYENS ET LE NOMBRE D'EMPLOYES DECLARE

Industrie	AWWS ¹	AWWS	AHE ²	AHE
	Bas	Haut	Bas	Haut
Forêts	H ³	L ⁴	-	-
Industrie minière	H	N ⁵	H	L
Industrie manufacturière	L	N	H	L
Bâtiment et travaux publics	L	H	H	L
Transports, communications et autres services publics	N	L	-	-
Commerce	H	L	-	-
Finances, assurances et affaires immobilières	H	L	-	-
Services	H	L	-	-

¹ Rémunération hebdomadaire moyenne.

² Gains horaires moyens.

³ H: Le nombre d'employés déclaré atteint un maximum saisonnier au cours du même mois ou dans les deux mois qui suivent avec des facteurs saisonniers intermédiaires d'une ampleur comparable.

⁴ L: (Ibid., sauf) ... minimum saisonnier.

⁵ N: Aucune correspondance apparente.

Chapitre cinq

EVOLUTION DE LA STRUCTURE DU CHOMAGE ET AUTRES RAPPORTS ENTRE LES VARIABLES

INTRODUCTION

La variable clef dans plusieurs études sur l'évolution des salaires est le taux de chômage. C'est le facteur capital dans les analyses de coût d'option. Et c'est aussi une variable importante en soi. Mais avant de commencer à élaborer sur le chômage à partir des considérations soulevées au chapitre deux et avant d'en étudier le rapport avec les variations de salaires, il convient d'examiner les données sur le chômage ainsi que leur rapport aux autres séries qui pourraient être utiles dans le processus de détermination des salaires. Il convient aussi d'examiner d'autres rapports que révèlent certaines autres séries.

Le principal motif de notre intérêt au rapport entre les variations de salaires et le chômage est la conviction que les salaires réagissent à la demande ou à l'offre excédentaire sur les marchés du travail ou, plus généralement aux pressions qui s'exercent sur ces marchés. Mais quoi que révèle le taux de chômage, il ne mesure pas la demande excédentaire. Au mieux, c'est une mesure de l'offre excédentaire brute de main-d'oeuvre, qui existe même lorsqu'il y a une demande excédentaire pour la main-d'oeuvre. Le fonctionnement des marchés du travail n'est pas parfait et il y

aura toujours du chômage, même lorsqu'il y a une forte demande de main-d'oeuvre. Les causes du phénomène ont été étudiées plus en détail au chapitre deux. Le phénomène survient d'une part parce qu'il y a toujours un certain roulement de la main-d'oeuvre et que, même dans les meilleures conditions, il s'écoule toujours un certain temps avant qu'un individu puisse trouver un autre emploi; et d'autre part parce que les emplois disponibles ne conviennent pas toujours aux personnes disposées à travailler, et inversement, à cause de l'emplacement, des qualifications requises ou pour toute autre raison. A ceci s'ajoute le caractère saisonnier de nombreux emplois au Canada.

Ces conditions s'appliquent aussi bien à l'aspect "demande" qu'à l'aspect "offre" des marchés du travail. Il faut du temps pour trouver des employés même s'ils sont aisément disponibles, comme il peut arriver qu'aucun travailleur ne soit disponible pour certains emplois. Malheureusement, rien ne permet de supposer que le temps nécessaire à surmonter ces difficultés est le même pour l'offre et pour la demande, de façon à ce qu'une égalité entre le nombre de chômeurs et de postes vacants reflète une demande excédentaire égale à zéro; quoique le rapport entre le chômage et les emplois vacants soit néanmoins un problème intéressant. Pour la même raison, on ne peut faire une nette distinction entre le chômage structurel et frictionnel et le chômage provoqué par une demande insuffisante. Le mieux qu'on puisse espérer serait d'établir le niveau minimum du chômage en deçà duquel le niveau de la demande excédentaire ne pourrait plus affecter les chiffres. Toutefois, il est possible d'évaluer dans une certaine mesure si le problème de chômage structurel et résiduel s'atténue ou s'il s'aggrave, autrement dit s'il devient plus ou moins prononcé pour un taux de chômage donné.

L'existence simultanée d'une offre et d'une demande de main-d'oeuvre témoigne de la défaillance de mécanismes d'allocation de la main-d'oeuvre sur les marchés du travail. Des variations dans l'offre ou la demande indiqueraient des variations dans le jeu de ces mécanismes. De tels changements surviennent soit parce que les mécanismes de différents marchés opèrent avec une efficacité variable quand il s'agit de faire correspondre emplois et travailleurs, soit parce que cette tâche elle-même devient plus difficile. D'après les données recueillies, cependant,

l'origine pourrait en être toute autre. Comme nous l'avons fait remarquer au chapitre trois, la méthode de collecte et la nature même des données varient avec le temps.

Dans ce chapitre, nous allons étudier d'abord les caractéristiques des données sur le chômage à partir de leur décomposition par âge et par sexe ainsi que par région et par sexe. L'objet premier d'un tel examen est de voir comment le taux de chômage et les tendances structurelles influent sur la structure du chômage. La section deux touche au problème de la participation à la main-d'oeuvre. La section trois est consacrée à la structure de l'emploi, la section quatre, à la durée du chômage, et la section cinq, aux données sur les mouvements bruts; enfin, à la section six, nous calculons puis résumons les effets de la composition changeante de l'emploi sur les taux de chômage et nous examinons les données sur la structure du chômage.

Après quoi, nous allons examiner d'autres rapports étroits entre les données: soient le rapport des embauchages aux placements et les rapports réciproques entre différentes séries sur l'emploi à la section six, le lien entre le chômage et les postes vacants à la section sept, et enfin, à la section huit, la structure des variations de salaire qui ressort de l'étude des données de sources différentes et relatives à différents secteurs.

PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE

Le taux de participation à la main-d'oeuvre joue un rôle important puisqu'il affecte le taux de chômage en modifiant la composition de la main-d'oeuvre et en jouant sur la façon de traduire en chiffres sur le chômage les données sur l'emploi. Comme on l'a vu, les taux de participation présentent des schémas saisonniers prononcés à tendance variable et qui sont affectés par le chômage. Dans une large mesure, les schémas saisonniers dans la participation sont également conformes à ceux dans l'emploi. Nous abordons maintenant une autre question, soit la tendance des taux de participation eux-mêmes.

Les taux de participation subissent probablement l'influence de quatre facteurs. Il s'agit premièrement de la tendance dans les conditions socio-économiques et dans les attitudes, c'est à dire de facteurs comme de questions telles que la fréquentation scolaire ou l'attrait pour les femmes

de demeurer à la maison. Deuxièmement, des facteurs économiques influencent le choix entre le travail et les loisirs. Troisièmement des conditions qui prévalent sur les marchés du travail. Et enfin, comme les renseignements disponibles sont limités et comme l'entrée dans, ou le retrait de la vie professionnelle requiert une certaine préparation, il s'agit de la faculté d'adaptation des individus.

Les études des séries chronologiques sur la participation à la main-d'oeuvre ont porté surtout sur le troisième facteur. Il est devenu courant¹ de faire une distinction entre deux hypothèses qui ont été toutes deux incorporées au modèle dans la section du chapitre deux. La première est celle du travailleur découragé et dit essentiellement que les gens entrent dans la vie professionnelle ou la quittent selon que les perspectives d'emploi sont plus ou moins bonnes. La deuxième est celle du travailleur supplémentaire selon laquelle lorsque le principal soutien de famille est en chômage, les autres membres de la famille cherchent du travail pour rétablir la situation. Quelques-uns des schémas saisonniers étudiés au chapitre précédent sont conformes à ces hypothèses. A part l'exception intéressante qu'est l'étude de Officer et Anderson (1969), on a moins porté attention aux autres aspects de la participation à la main-d'oeuvre².

Il y a beaucoup de corrélation parmi les variables utilisées dans les études de la participation à la main-d'oeuvre, corrélation provenant en partie des tendances. Il y a aussi une forte corrélation en série entre les taux de participation eux-mêmes. Dans une très large mesure, l'interprétation des résultats dépend de la façon dont on aborde ces problèmes et surtout le dernier; en tenant compte de ces aspects, on élimine presque tout le semblant de validité dont bénéficient les versions simples des hypothèses. En incluant une variable dépendante décalée ou en tenant compte de l'auto-corrélation selon la technique Hildreth-Lu (1969), les autres variables deviennent insignifiantes.

¹Cf. Tella (1964)

²Par ailleurs, des études multi-sectorielles nous ont fourni un bon aperçu de la nature de ces problèmes. Cf. par exemple Allingham (1967), Allingham et Spencer (1968), Ostry (1968), Spencer & Featherstone (1970) et Swidinsky (1969).

Pour étudier les taux de participation, nous avons calculé des régressions sur chacune des catégories âge-sexe avec des données mensuelles. Après avoir fait des essais avec différents décalages, nous avons opté pour les taux de chômage suivants: (a) le taux chez un groupe, décalé d'un mois, (U_{-1}), (b) ce taux moyen au cours des six derniers mois, (\bar{U}_{-1}), (c) le taux de chômage actuel chez les hommes de 25 à 44 ans, (U_p) et (d) la moyenne de ce taux pour le mois courant et les cinq mois précédents, (\bar{U}_p).

En plus de ces taux de chômage, les régressions comprenaient également le rapport décalé du nombre désaisonnalisé des sans-emploi qui cherchaient du travail depuis plus de trois mois au nombre désaisonnalisé total de sans-emploi, pour essayer de mesurer l'effet de l'hypothèse du travailleur découragé. Cette variable s'exprime par S/U_{-1} . Les régressions englobaient aussi une constante, le temps, et son carré (avec une valeur zéro en décembre 1961 et des augmentations mensuelles d'un douzième) et soit une variable dépendante décalée, soit un coefficient d'auto-corrélation de premier degré des résidus, mesuré selon la technique Hildreth-Lu. Dans un cas comme dans l'autre, le coefficient est indiqué par p.

Comme l'élément saisonnier dans la participation à la main-d'oeuvre dépend du chômage et de la tendance, l'emploi des données désaisonnalisées risque tout simplement de tenir compte à nouveau de ces caractéristiques. L'emploi de données brutes avec des coefficients variant selon les mois revient essentiellement à ajuster les régressions pour chaque mois, une approche rendue impraticable par la perte de degrés de liberté et d'autres problèmes techniques. Au lieu de cela, on a calculé les régressions à partir de données ajustées à leurs valeurs estimatives aux mois de participation à la main-d'oeuvre et d'emploi minima ainsi que maxima. Ces données ont été calculées au chapitre quatre et toutes les variables, sauf S/U_{-1} , ont été converties à une base comparable.

On remarquera que les régressions emploient implicitement le rapport de l'emploi à la main-d'oeuvre plutôt que le rapport plus commun de l'emploi à la population, ceci pour essayer d'éviter les problèmes de fausse corrélation. Comme

le soulignent Black et Russell (1969), ces taux pourraient être interprétés comme la probabilité que trouve du travail un membre d'un groupe qui en cherche activement ou que soit en chômage le travailleur à qui est associé un membre d'un groupe secondaire.

Les résultats des régressions mesurées à partir des données ajustées pour correspondre aux mois de participation et d'emploi minima figurent au tableau XXI. On y relève quatre séries différentes: les régressions utilisant seulement les tendances et les variables dépendantes, celles aux erreurs-type d'estimation les plus faibles obtenues par l'inclusion sélective des variables, celles utilisant toutes les variables avec une variable dépendante décalée et enfin les mêmes, avec la technique Hildreth-Lu (indiquée par H-L).

Plusieurs caractéristiques générales apparaissent dans toutes les régressions. La plus grande partie de l'association observée s'explique par la variable dépendante décalée et les termes de la tendance. La technique Hildreth-Lu est moins efficace sauf dans un ou deux cas où elle n'est que légèrement meilleure pour la régression complète. Mais cette supériorité occasionnelle n'est pas maintenue lorsqu'on élimine certaines variables insignifiantes. C'est pourquoi nous nous concentrons sur les régressions utilisant la variable dépendante décalée. A priori, ces régressions sont probablement préférables de toute façon, comme il y a tout lieu de croire à un ajustement partiel dans les taux de participation. Ce n'est que dans le cas des jeunes gens de 14 à 19 ans que toutes les variables étaient significatives au seuil de .10.

Parmi les effets plus substantiels, l'élément à remarquer dans les résultats des régressions est la présence de taux de chômage moyens décalés avec des signes opposés aux valeurs plus récentes de la variable correspondante. Bien que les termes moyens décalés aient été inclus à l'origine pour permettre d'ajouter un mécanisme de décalage à celui fondé sur la variable dépendante, les résultats laissent à entendre qu'il y aurait peut-être lieu d'en faire une nouvelle interprétation. L'écart entre les deux formes indique peut-être des variations dans le chômage par rapport aux valeurs moyennes récemment observées. Les effets d'une telle interprétation figurent au tableau XXII où le coef-

ficient du terme moyen décalé dans le tableau XXI est censé représenté le coefficient de variation du chômage.

Lorsqu'on utilise les "meilleures" régressions, les résultats obtenus chez les hommes de 25 à 54 ans suggèrent un effet plutôt faible de l'hypothèse du travailleur découragé et un effet positif un peu plus prononcé de la variation du chômage. Chez les hommes de 35 à 44 ans, cet effet est mieux mesuré par leur propre taux de chômage; chez les autres groupes, il l'est mieux par le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans.

La première chose à remarquer dans ces résultats chez les autres groupes est que les régressions pour le chômage ne sont pas significatives dans quatre groupes, et le sont très peu chez les femmes de 55 à 64 ans. Ces quatre groupes sont les hommes de 20 à 24 ans, ceux de plus de 65 ans, les femmes de 35 à 44 ans et celles de 45 à 54 ans. Chez les autres groupes, l'effet du travailleur découragé varie selon les coefficients de leur propre taux de chômage et selon le coefficient de durée du chômage, chaque fois que ces coefficients sont significatifs. Les résultats laissent à entendre que l'effet du travailleur supplémentaire joue dans les coefficients du taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans. Il faut noter que, dans la plupart des cas, ce dernier effet annulerait l'effet opposé provenant de leur propre taux de chômage. La somme des coefficients figurant au tableau XXII nous indique approximativement l'ampleur des effets en jeu, bien que, comme nous le verrons à la section suivante, il ne semble pas y avoir de tendance dans les différents taux de chômage à varier exactement ensemble. Les variations marquées dans les taux de chômage chez les hommes de 25 à 54 ans se reflètent également à quelques occasions dans les résultats relatifs aux autres groupes en question. Tel est notamment le cas du coefficient du taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans.

La principal élément de surprise dans ces résultats est le coefficient positif observé quant à la variation du taux de chômage, notamment dans les régressions pour les hommes de 25 à 54 ans. Deux hypothèses peuvent expliquer un tel résultat. D'une part les personnes qui perdent leur emploi sont davantage susceptibles de quitter provisoirement la main-d'oeuvre lorsque le chômage est en baisse, les emplois plus faciles à trouver et d'y demeurer lorsque les perspec-

tives se détériorent. D'autre part les enquêteurs sont davantage susceptibles d'admettre la recherche d'un emploi lorsque le chômage s'accroît ou lorsque la durée moyenne d'une telle recherche est courte pour ceux qui sont en chômage (ce qui tend à se produire lorsque le chômage augmente rapidement). Cependant, il est impossible de distinguer ces possibilités à partir des données disponibles.

On remarquera que la variable de durée, S/U_{-1} , révèle un effet négatif significatif pour cinq groupes, soient les hommes de 14 à 19 ans, les hommes de 55 à 64 ans et les femmes de 14 à 34 ans.

Chez les hommes et aux valeurs de 1970 les termes de tendance (sous leurs formes linéaire et quadratique combinées) sont tous négatifs et, sauf chez ceux de 14 à 19 ans, ils s'accroissent en valeur absolue. Pour les femmes, la tendance est partout positive sauf chez celles de plus de 65 ans où le terme négatif porté au carré dépasse même le coefficient positif pour le temps. La tendance s'accélère pour les groupes entre 14 et 44 ans.

Les résultats figurant au tableau XXI et établis à partir des données ajustées aux mois de participation à la main-d'oeuvre et d'emploi minima, sont un peu meilleurs au point de vue de la qualité de l'ajustement et des erreurs-type d'estimation que ceux obtenus à partir des données désaisonnalisées ou des données ajustées aux mois du maximum. Le recours à des définitions modifiées n'influe guère sur les résultats réels. Les résultats des "meilleures" régressions obtenues à partir des autres données sont indiqués au tableau XXIII. Il est intéressant de noter que les erreurs-type d'estimation calculées sur la base de l'écart entre les données désaisonnalisées et les données "prédites" obtenues en multipliant les "prédictions" de la période de base au tableau XXI par les facteurs saisonniers estimés au chapitre quatre étaient plus faibles que les erreurs-type figurant au tableau XXII. Ceci suggère que le niveau approprié de la main-d'oeuvre dans les études sur la participation est sans doute le mois à valeur minimum. On se rappellera que ce dernier est une estimation de la participation une fois que les participants saisonniers ont été éliminés.

Le calcul des équations de régression pour la participa-

tion par région s'est révélé au moins aussi frustrant et ambigu que le calcul de ces équations pour la décomposition par âge et par sexe. Les résultats, encore à partir des données ajustées aux mois de participation et d'emploi minima sont résumés au tableau XXIV. Nous avons indiqué les régressions complètes dans le cas des hommes. Les résultats au chapitre du chômage ne sont pas significatifs au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique, alors dans les deux derniers cas ils contredisent même avec ceux obtenus pour la décomposition par âge et par sexe. Dans la région de l'Atlantique, les résultats indiquent une forte réaction positive au chômage et une réaction négative à sa valeur moyenne passée. Les Prairies révèlent des réactions positives au chômage. Il ne semble pas réaliste de supposer que les hommes sont des travailleurs supplémentaires, à moins qu'un tel comportement ne reflète une réaction envers des activités économiques qui ne sont pas normalement classées comme des emplois dans l'Enquête sur la main-d'oeuvre et auxquelles s'intéressent les hommes lorsque le chômage est élevé. La tendance est qualitativement la même que celle observée globalement chez les hommes dans la décomposition par âge et par sexe.

Les femmes présentent des schémas régionaux plutôt complexes. Nous en présentons les régressions avec les erreurs-type d'estimation les plus faibles sans tenir compte de la signification des coefficients individuels. Dans la région de l'Atlantique et en Colombie-Britannique, le taux actuel de chômage chez les hommes a un effet positif, alors que le taux moyen a un effet négatif. La durée du chômage global a des coefficients positifs dans la région de l'Atlantique alors que le taux de chômage moyen décalé chez les femmes a un coefficient négatif. Le Québec présente un schéma avec un coefficient négatif pour son propre taux de chômage, et positif pour les taux de chômage chez les hommes. Les autres provinces révèlent un effet positif du taux courant chez les hommes. On remarquera aussi que le taux décalé chez les hommes ou la variable de durée y sont significatifs. On pourrait déduire que ces résultats apportent une certaine confirmation aux deux hypothèses sur le travailleur découragé et sur le travailleur supplémentaire. Les tendances sont positives.

Que les résultats régionaux représentent des traits originaux de la participation à la main-d'oeuvre ou proviennent

de l'agrégation des différents groupes, voilà une question sujette à controverse. Il n'y a pas de doute que cette question mérite d'être étudiée davantage à l'aide de données plus complètes. En fait, les résultats obtenus à partir de l'un ou l'autre système de classification indiquent qu'il y a une grande part d'ignorance en ce qui concerne l'évolution des taux de participation dans le temps. Les éléments les plus importants dans ces résultats sont les tendances et les variables dépendantes décalées. Les deux sont sans aucun doute des approximations grossières de forces à l'oeuvre non spécifiées et inconnues. Cependant, cette façon de traiter les inconnues est loin d'être satisfaisante. L'absence de données nous empêche en général d'inclure d'autres facteurs possibles ou de représenter l'origine soupçonnée de la tendance et de l'autocorrélation. Enfin, le fait d'ajouter les effets étudiés par Officer et Anderson (1969) n'a en rien amélioré les résultats, sauf en ce qui concerne S/U_{-1} .

L'une des raisons fondamentales qui justifie évaluer les régressions du taux de participation est d'en utiliser les résultats pour calculer la main-d'oeuvre et l'emploi potentiels. Cependant, nos résultats ne sont pas assez concluants pour justifier une grande confiance dans les résultats de tels calculs. Comme la participation et l'emploi dépendent en fait du taux de chômage de chaque groupe, nous nous abstenons d'en calculer le niveau potentiel avant d'avoir étudié la structure de l'emploi et les autres variables.

STRUCTURE DE L'EMPLOI

L'un des faits intéressants qui ressort de l'Enquête sur la main-d'oeuvre est le rythme d'expansion rapide de l'emploi dans les différents groupes, conformément à leur participation accrue à la main-d'oeuvre. Les différents groupes semblent également réagir différemment au chômage ou aux conditions économiques générales.

Dans la mesure où les groupes diffèrent entre eux dans leurs caractéristiques en tant qu'employés, les grandes variations dans la structure de l'emploi découlent probablement de variations dans les salaires relatifs correspondants. Malheureusement, la classification par âge et par sexe de l'emploi et de la main-d'oeuvre n'équivaut pas directement à une classification fondée sur des qualifications ou des

aptitudes particulières, une classification plus pertinente si on veut traiter ces groupes comme différents facteurs de production. Au lieu, les distinctions de ce genre sont reflétées par les différences entre les groupes dans la mesure justement où on leur associe des caractéristiques qui leur sont propres. En outre, on ne dispose pas de données comparables sur les salaires, données qui permettraient d'étudier les mécanismes en jeu. Au lieu d'observer le processus d'allocation des emplois nous allons donc étudier les schémas typiques qui en découlent, soit sous un angle descriptif, soit dans le but de faire de prévisions, et voir comment l'emploi dans les différents groupes dépend du taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans.

Nous avons vérifié deux types de modèles. Dans le premier, le niveau de l'emploi dans chaque groupe est relié à sa valeur décalée, une constante, à une tendance et à son carré et au taux actuel ainsi qu'au taux moyen passé du chômage chez les hommes de 25 à 44 ans. Sont également inclus dans les régressions le taux de changement de la main-d'oeuvre dans chaque groupe et la valeur moyenne passée de ce taux. Ces variables ont été introduites pour vérifier si le taux d'augmentation du chômage chez les hommes de 25 à 44 ans affectent les autres taux de chômage. Les hypothèses du modèle sont que le niveau de la main-d'oeuvre est une indication valable du nombre de gens prêts à travailler et que le marché cherche à établir un équilibre dans la proportion de la main-d'oeuvre qui trouve de l'emploi.

Le deuxième modèle étudie le rapport de l'emploi dans chaque groupe à l'emploi chez les hommes de 25 à 44 ans. Il relie celui-ci au taux de chômage toujours chez les hommes de 25 à 44 ans, à une constante, soit la valeur moyenne passée de ce taux, à une tendance et à son carré, et enfin, au rapport du niveau de la main-d'oeuvre pour chaque groupe à celui chez les hommes de 25 à 44 ans ainsi qu'aux valeurs moyennes passées de ce rapport. Les régressions correspondant à cette spécification ont été calculées aussi bien sous forme linéaire que log-linéaire.

Les modèles ont été ajustés aux données mensuelles de juillet 1953 à novembre 1970. Nous nous sommes servis des trois versions des données: désaisonnalisées, ajustées aux mois du minimum et ajustées aux mois du maximum. Comme dans le cas de la participation à la main-d'oeuvre, les données

relatives au mois du minimum ont produit des résultats un peu meilleurs, aussi bien en soi par rapport à \bar{R}^2 qu'après leur reconversion en termes des données désaisonnalisées.

Des deux modèles, celui fondé sur les taux de chômage a fourni une meilleure explication de la structure de l'emploi. En outre, l'inclusion dans le modèle fondé sur le rapport de l'emploi du niveau de la main-d'oeuvre relatif au même niveau chez les hommes de 25 à 44 ans a donné l'impression que c'étaient les variables de tendance et du chômage qui affectaient le rapport relatif entre l'emploi et la main-d'oeuvre, et non pas le rapport plus direct de l'emploi. C'est pourquoi nous concentrons notre attention sur les modèles fondés sur le chômage.

Au tableau XXV figurent les résultats pour la décomposition par âge et par sexe. La variation moyenne passée dans la main-d'oeuvre n'est jamais significative et nous l'avons omise dans la présentation. Le principal intérêt des résultats est l'effet sur les autres groupes du chômage chez les hommes de 25 à 44 ans. Les résultats se répartissent en trois groupes chez les hommes de 14 à 24 ans. La réaction est considérablement plus grande que chez le groupe standard. La preuve en est que la somme des coefficients pour les taux de chômage, déduction faite du coefficient E/L_{-1} , est plus inférieure à moins un³. Le deuxième groupe comprend les hommes de 45 à 64 ans, chez qui la réaction est presque la même que chez les 25 à 44 ans. Dans les autres groupes, la réaction est bien moins prononcée, y compris dans le groupe des hommes de plus de 65 ans et chez les femmes en général. Dans le cas des femmes de plus de 65 ans, le coefficient est positif. Dans la plupart des cas, le taux de changement dans la main-d'oeuvre a un effet négatif significatif, quoique jamais très important. C'est là une indication que le degré d'association du taux d'emploi (ou de chômage) aux variations dans la main-d'oeuvre est bien moindre que ces variations elles-mêmes.

Les tendances sont généralement très significatives et comportent certains éléments intéressants et parfois inquiétants. Chez les hommes de 14 à 19 ans et chez toutes les

³ Il s'ensuit que $-(a_1+a_2)/(1-p) > 1$ où a_1 et a_2 sont les coefficients de U_p et \bar{U}_p et p le coefficient de E/L_{-1} .

femmes, à l'exception de celles de plus de 65 ans, les tendances sont négatives et vont en s'accroissant. Il reste à savoir si le phénomène révèle chez ces groupes une détérioration véritable de l'emploi ou un changement des attitudes vis-à-vis la participation à la main-d'oeuvre. Chez les hommes de 20 à 24 ans, le terme négatif en t^2 a rejoint le coefficient positif en t . C'est l'inverse chez les hommes de plus de 54 ans et les femmes de plus de 64.

Le point de repère des régressions de l'emploi chez les hommes et sur une base régionale est l'expérience des hommes en Ontario. Les résultats figurent au tableau XXVI. A l'exception des Prairies, les taux de chômage plus élevés en Ontario ont l'effet à long terme d'aggraver le chômage relatif. C'est l'inverse dans les Prairies, mais à un niveau significatif. Les tendances sont négatives sauf dans la région de l'Atlantique, où le terme t^2 manifeste une forte tendance positive.

Le point de repère des régressions de l'emploi chez les femmes et toujours sur une base régionale est l'expérience des hommes dans la région correspondante. Les résultats sont sensiblement les mêmes que ceux obtenus par la décomposition par âge et par sexe

DUREE DU CHOMAGE

Un aspect du chômage tout à fait différent est le problème de durée. Les données disponibles classent les chômeurs en cinq catégories selon la durée du chômage. La classification-type est présentée au tableau XXVII⁴. On remarque que les mises à pied temporaires et le chômage d'une durée inférieure à un mois comptent pour une proportion importante du chômage. Il va sans dire que les schémas antérieurs des variations dans l'emploi influencent la structure courante du chômage. Malheureusement, on doit mettre en doute la justesse des données disponibles. En effet, à plusieurs occasions, le chômage d'une durée de quatre à

⁴Malheureusement, cette classification et la question sur laquelle elle est fondée sont pour le moins ambiguës. Nous estimons, par exemple, que la catégorie de un à trois mois signifie pas moins d'un mois mais moins de quatre mois, civils complets. Une autre interprétation fixant la limite à trois mois et demi serait également logique, mais ne résoudrait pas pour autant certaines difficultés.

six mois ne correspond pas à celui d'une durée d'un à trois mois qui sévissait trois mois auparavant et une telle divergence ne saurait uniquement être attribuée à des échantillons différents⁵.

La structure du chômage en termes de durée nous porte naturellement à essayer d'estimer des probabilités de passage. Le seul moyen d'arriver au chômage prolongé est de traverser la période plus courte, ceux qui trouvent un emploi ou qui se retirent de la main-d'oeuvre figurent dans les chiffres sur le chômage de courte durée sans être présents dans les chiffres relatifs au chômage prolongé. Les modèles utilisés sont fondés sur l'hypothèse que la proportion de ceux qui demeurent sans emploi suit une tendance et dépend du niveau des variations du chômage. Les deux dernières variables représentent la difficulté de trouver un emploi. Et comme la seconde ne contribuait en rien aux modèles, nous n'en avons pas tenu compte.

Les résultats de l'ajustement des équations aux données désaisonnalisées en termes de durée semblent passablement contestables. En effet, étant donné les oscillations saisonnières prononcées du chômage, il est peu probable qu'on puisse élaborer des modèles précis et utiles pour les données désaisonnalisées, d'autant plus qu'il y a tout lieu de croire que la probabilité de rester en chômage varie en fonction de l'époque de l'année et que l'opération de désaisonnaliser des données équivaut difficilement à celle de désaisonnaliser des probabilités. C'est pourquoi nous avons également vérifié les modèles à partir de données non-désaisonnalisées en ajustant séparément les régressions pour chaque mois de l'année.

Le groupe qui nous a donné le plus de difficulté est celui des sans-travail et cherchant un emploi pendant un à trois mois. Il y a tout lieu de croire que les probabilités de rester en chômage pendant un mois, deux mois ou trois mois sont différentes et que les dernières ne sauraient être simplement des multiples de la première. Cependant, les modèles sans contrainte ont eu tendance à produire des variations mensuelles invraisemblables dans les probabilités ou même des résultats illogiques. C'est pourquoi nous

⁵Ce qui rendrait l'autre interprétation préférable sans éliminer complètement le problème.

avons adopté le modèle suivant:

$$(4.1) \quad W_{2t} = (\alpha + \beta t + \gamma u_t) W_{1t-1} + (\alpha + \beta + \gamma u_t) \\ \{ \alpha + \beta(t-1) + \gamma u_{t-1} \} W_{1t-1} + (\alpha + \beta + \gamma u_t) \\ (\alpha + \beta(t-1) + \gamma u_{t-1}) (\alpha + \beta(t-2) + \gamma u_{t-2}) W_{1t-1},$$

où W_{2t} représente le nombre de sans travail et cherchant de l'emploi pendant un à trois mois, u_t , le taux de chômage moyen désaisonnalisé pour le mois courant et le mois précédent, et W_{1t} , la somme des personnes temporairement mises à pied et des sans-travail et cherchant de l'emploi depuis moins d'un mois. (Nous avons obtenu de meilleurs résultats en incluant les personnes licenciées temporairement - mettant ainsi en doute la validité de la classification des mises à pied). Comme les paramètres sont censés varier avec les parenthèses de l'équation (4.1), le modèle pour les données désaisonnalisées n'est en général pas compatible sinon avec les paramètres se rapportant à un mois particulier qui serait le même dans des équations relatives à différents mois. Il nous a été cependant impossible d'inclure une contrainte plus forte à l'intérieur des limites des programmes disponibles sur les régressions non linéaires.

Le tableau XXVIII présente les résultats de l'ajustement des équations pour la période d'avril 1953 à novembre 1970. Les valeurs de R^2 sont généralement élevées. Les coefficients mensuels révèlent une dépendance marquée sur le taux de chômage désaisonnalisé. Ce taux a produit des résultats légèrement meilleurs que celui des hommes de 25 à 44 ans ou que celui mesuré à partir du mois de participation et d'emploi minima. Des tendances négatives significatives apparaissent au début de l'année suivies de tendances à peine positives, dans la plupart des autres mois. L'équation utilisant des données désaisonnalisées ne dépend à un degré significatif de la tendance ni du taux de chômage.

Le modèle utilisé pour les sans-travail et cherchant de l'emploi pendant quatre à six mois était plus simple et a produit les résultats les plus satisfaisants de tous ceux

obtenus sur la durée du chômage. Ici l'équation ajustée était

$$(4.2) \quad W_{3t} = (\alpha + \beta t + \gamma t^2 + \delta \bar{u}_t) W_{2t-3} .$$

où \bar{u}_t est le taux de chômage moyen pour les quatre mois en cause.

Les résultats figurent au tableau XXIX. Plusieurs éléments méritent notre attention. Premièrement, il y a effectivement un facteur saisonnier prononcé dans la probabilité. Deuxièmement, le taux de chômage ressort très clairement et augmente la probabilité de rester en chômage. Troisièmement, bien qu'elle soit rarement significative pour les mois individuels, la tendance est négative sauf dans les mois d'été et en décembre. Les termes d'accélération sont positifs, sauf en février et mars; dans la plupart des cas, ils sont non significatifs. Pour les données désaisonnalisées, ce facteur a dépassé le terme de tendance si bien qu'on estime maintenant que la probabilité devient plus élevée.

La structure de chômage chez les sans-travail depuis plus de six mois exigeait que l'on tienne compte de la probabilité de demeurer dans le groupe. En conséquence, le modèle était

$$(4.3) \quad W_{4t} = (\alpha_1 + \beta_1 t + \gamma_1 \bar{u}_t^{-1}) W_{3t-3} \\ + (\alpha_2 + \beta_2 t + \gamma_2 \bar{u}_t^{-1}) W_{4t-3} .$$

Nous avons trouvé dans ce modèle, mais pas dans les autres cependant, que l'utilisation de la raison inverse du taux de chômage produisait des résultats plus satisfaisants au point de vue de qualité de l'ajustement. Néanmoins, l'éventail des valeurs du taux de chômage pour lesquelles nous avons obtenu des chiffres plausibles à chaque mois est plutôt limité. Une caractéristique importante des résultats figurant au tableau XXX est la tendance de γ_1 et γ_2 à être de signe opposé. Cela indique, mais non pas à un degré significatif dans les données mensuelles, que la probabilité de demeurer en chômage pendant trois autres mois lorsqu'on a été en chômage depuis moins de six mois complets

augmente avec le taux de chômage, alors qu'elle décroît pour ceux qui sont déjà en chômage depuis plus de six mois. Ce serait un euphémisme que d'affirmer que cela semble invraisemblable. Une explication possible de ce résultat pourrait être qu'il y a un noyau de chômeurs permanents (probablement en raison de compte-rendus inexacts) qui n'ont virtuellement aucune chance de quitter les rangs des sans-travail. Lorsque le chômage est bas, ces gens comptent pour une proportion démesurée de ce groupe en chômage depuis plus de six mois et tendent ainsi à augmenter la probabilité de demeurer en chômage. Malheureusement, des problèmes au sujet des degrés de liberté nous ont empêché de fouiller adéquatement cette possibilité. Un modèle qui en rendrait l'essentiel serait

$$(4.4) \quad W_{4t} = (\alpha_1 + \beta_1 t + \gamma_1 \bar{u}_t) (W_{3,t-3} + W_{4,t-3}) \\ + (\alpha_2 + \beta_2 t) L_t ,$$

où L_t est la main-d'oeuvre désaisonnalisée. L'ajustement de ce modèle avec des valeurs mensuelles différentes pour α_1 , β_1 , et γ_1 , et avec une même valeur pour α_2 et β_2 ainsi qu'avec l'hypothèse d'une variance commune pour les résidus, n'a pas apporté des résultats satisfaisants. Le fait de remplacer la main-d'oeuvre par la population dans (4.4) n'a rien changé.

La principale faiblesse de ces modèles est le fait qu'ils révèlent dans les paramètres de trop grandes variations saisonnières, surtout quand on se rappelle que, pour le chômage d'une plus longue durée, le modèle implique des décalages de trois mois mais est ajusté pour chaque mois. Ce schéma plutôt invraisemblable reflète en grande partie l'élément saisonnier dans les données. Les résultats des régressions expliquant le rapport entre les chiffres bruts et les valeurs désaisonnalisées à partir de la constante, de la tendance et du taux de chômage désaisonné figure au tableau XXXI. Comme on pouvait s'y attendre, le facteur saisonnier a tendance à être prononcé dans le premier groupe. Il est aussi très important dans le groupe des quatre-à-six mois.

Une caractéristique importante de ces schémas saisonniers est que le facteur saisonnier du chômage à long terme ne

semble pas décalé outre mesure par rapport à celui du chômage à plus court terme. Ainsi, les mois d'août, septembre et octobre sont généralement les mois où l'on retrouve le plus petit nombre de sans-travail et cherchant de l'emploi moins d'un mois. Ceux dans ce groupe qui ne réussissent pas à trouver de l'emploi apparaissent à leur tour dans le groupe des un-à-trois mois en novembre. Ici, le facteur saisonnier est encore faible, mais loin de son minimum. Ce sont aussi ceux qui pourraient réapparaître dans le groupe des quatre-à-six mois en février, où le facteur saisonnier est bien supérieur à la moyenne. Même si le mouvement hors du chômage est assez important pour que la plupart des chiffres--sauf certains pour le groupe des quatre-à-six mois par rapport au groupe des un-à-trois mois--concordent entre eux, on ne peut s'empêcher de trouver le phénomène surprenant.

Bien qu'on ne puisse guère se fier à ces estimations, il vaut encore la peine d'en mesurer les implications faute de meilleurs renseignements sur la durée du chômage. Au tableau XXXII est inscrite la durée prévue du chômage pour différents taux de chômage-- basée sur les diverses régressions. Celle-ci est calculée comme la moyenne des résultats basée sur l'hypothèse que la probabilité d'être en chômage de quatre à six mois s'applique à chacune des paires de un à quatre, de deux à cinq et de trois à six mois de chômage supplémentaire. Comme le modèle dans (4.3) ne fournit pas de probabilités raisonnables lorsqu'on permet à la tendance de dépasser beaucoup la période d'échantillon, nous l'avons éliminée. En outre, le terme de chômage a également été éliminé quand des taux de chômage entre 2.5 et 8.5 pour cent entraînaient des probabilités négatives. C'est le cas des mois de janvier, juillet, août, octobre et novembre. Les coefficients utilisés ont été obtenus en réajustant l'équation (4.3) compte tenu de ces changements. Les coefficients fixés à zéro ne sont jamais significatifs au seuil de .05 même lorsque la tendance a été éliminée. Les calculs supposent la valeur de 1970 pour la tendance et le même taux de chômage désaisonnalisé constant.

Les trois phénomènes qui ressortent le plus clairement du tableau XXXII sont d'abord les chiffres plutôt faibles, calculés pour la durée prévue du chômage, puis le schéma saisonnier prononcé et enfin la tendance de la durée prévue à augmenter avec le chômage. Sans doute--si l'on peut se fier

aux chiffres--le degré prévu est surestimé, car nombre de cas de gens en chômage pendant quelques jours ou quelques semaines ne seront pas rapportés dans l'Enquête sur la main-d'oeuvre. En comparant les résultats du tableau XXXII à ceux du tableau XXXI pour le groupe des moins d'un mois, on verra que la durée du chômage a une forte tendance à être prolongée lorsque le facteur saisonnier est faible et inversement. Ainsi, ceux qui tombent en chômage lorsque le nombre de nouveaux chômeurs est à minimum saisonnier peuvent s'attendre à rester sans emploi plus longtemps que ceux qui tombent en chômage à une autre époque de l'année.

MOUVEMENTS BRUTS

Les données sur les mouvements bruts enregistrent la situation des gens à l'égard de l'emploi (E), du chômage (U) et de la non-participation à la main-d'oeuvre (N) au cours de deux mois successifs⁶. Elles peuvent ainsi se prêter à l'analyse et révéler la proportion d'un groupe qui fait partie de chaque autre groupe au cours du mois suivant. En principe, on pourrait donc s'en servir pour construire des modèles dynamiques reflétant l'évolution du chômage et de la participation à la main-d'oeuvre, en se basant sur les autres variables de l'économie⁷. Malheureusement, trois obstacles se dressent si l'on veut adopter cette approche. Premièrement, les modèles qui émergent des spécifications économiques "raisonnables" aboutissent à une formidable suite d'équations différentielles simultanées et non linéaires. Bien qu'en principe, ces équations puissent être résolues par des méthodes numériques, surtout à des fins de simulation, les données de base ne justifient guère une recherche orientée dans ce sens en raison d'un second obstacle qui concerne l'accord sur la classification au cours de mois différents. Un troisième obstacle vient compliquer la situation, à savoir la période relativement courte pour lesquelles les données sont disponibles, comme nous l'avions

⁶La catégorie des non participants à la main-d'oeuvre est davantage subdivisée dans les données de base.

⁷Denton (1972) et Dawson et Denton (1972) font état d'un début en cette direction. Le modèle utilise les valeurs courantes et décalées du taux de chômage ainsi que des variables saisonnières fictives. Comme le taux courant est entièrement déterminé par le modèle, il ne s'agit que d'un modèle d'association. Ces données ont également fait l'objet d'une analyse de Hutton et Polianski (1966).

mentionné au chapitre trois.

Le principal problème de concordance provient du fait que le nombre de gens enregistrés dans chaque grande catégorie au cours d'un mois est loin de correspondre au nombre de gens qui se rappellent avoir fait partie de chaque catégorie dans le mois qui a suivi. Cela peut être dû en partie à une erreur d'échantillonnage, quoique la taille et la composition (les ménages en font partie pendant six mois) de l'échantillon devraient minimiser cette source d'erreur. La principale source de discordance réside probablement dans les souvenirs inexacts ou faussés qu'ont les répondants de leur condition économique. Il pourrait également se glisser des erreurs dans la méthode de recensement. Il vaut la peine de préciser que le total des gens qui déclarent avoir été en chômage le mois précédent et qui sont toujours en chômage est inférieur au nombre de gens qui sont en chômage depuis au moins un mois. Apparemment, Statistique Canada ne dispose pas des ressources nécessaires pour corriger ces écarts⁸.

Le tableau XXXIII illustre l'envergure du problème. La première colonne y indique la moyenne du rapport des données rapportées aux données enregistrées auparavant. On y trouve aussi à partir des données désaisonnalisées pour ces rapports les résultats des régressions relatives à une constante, à une tendance, au carré de cette tendance et au taux de chômage désaisonnalisé pour la période de mars 1961 à novembre 1970. Non seulement les rapports varient-ils substantiellement, mais on y décèle une tendance et de la dépendance étant donné que le chômage et les moyennes ne sont pas les mêmes dans les différentes séries.

Ces résultats impliquent que l'ajustement de modèles pour la probabilité de passer de la catégorie des données rapportées à celle des données enregistrées n'est pas le même que pour passer de données enregistrées à d'autres données enregistrées. Cela devient particulièrement clair au tableau XXXIV où les données sont exprimées en termes des proportions qui demeurent dans la même catégorie et qui se trouvaient auparavant dans cette catégorie sur la base des moyennes des données brutes. Il est très évident que les chiffres sont loin de correspondre.

⁸ Il n'y a là rien de surprenant puisque les données sur les mouvements bruts ne sont pas publiées.

Il est virtuellement impossible de faire concorder ces chiffres de façon adéquate. Nous pourrions adopter différentes approches⁹, mais nous n'allons pas le faire ici en raison de l'ambiguïté des données, aussi parce que la période disponible est tellement courte qu'elle nous oblige de toute façon à utiliser des données désaisonnalisées dans les calculs ultérieurs, et enfin parce qu'il nous semble inutile d'utiliser les résultats pour des modèles de simulation qu'il serait plus difficile de faire concorder.

Nous avons ajusté deux genres de modèles descriptifs aux données désaisonnalisées. Le premier modèle utilise le taux de variation dans l'emploi et le taux de chômage déclaré avec la tendance¹⁰. La variable dépendante est la proportion dans chaque catégorie de données rapportées. Les modèles sont purement associatifs étant donné que les variables indépendantes proviennent des mouvements observés. Le tableau XXXV indique les résultats relatifs aux deux sexes. Pour chaque catégorie de données rapportées, la somme des trois variables dépendantes est égale à un à l'unité. Cette contrainte est automatiquement incorporée aux résultats des régressions avec la somme des termes constants égale à un et celle des coefficients des autres variables égale à zéro. Néanmoins, bien qu'une des équations soit superflue, nous les présentons toutes pour faciliter la lecture.

Etant donné que les résultats au tableau XXXV sont purement associatifs, plusieurs faits intéressants émergent. Tout d'abord, des taux d'accroissement de l'emploi plus élevés vont de pair avec un nombre plus élevé de gens qui demeurent dans l'emploi. La principale contrepartie n'est pas que moins de travailleurs deviennent chômeurs mais plutôt que moins de travailleurs se retirent de la main-d'oeuvre. Un taux de chômage plus élevé est associé à un nombre moins élevé de gens qui demeurent dans l'emploi et un nombre plus élevé qui deviennent chômeurs. Par opposition, un taux d'accroissement de l'emploi plus élevé va de pair avec un nombre de gens beaucoup plus considérable qui passent du chômage à l'emploi et un nombre beaucoup moindre

⁹Denton (1972) fait état de l'une de ces approches.

¹⁰Cette spécification est analogue mais non identique à celle de Denton (1972), qui se sert de données non ajustées pour tenir compte de la saisonnalité.

qui demeurent en chômage. Comme on le voit au tableau XXXV, la dimension de ces effets est proportionnelle au nombre de gens qui étaient en chômage. Le nombre de gens impliqués dans ces changements est typiquement bien moins élevé que dans les changements provenant du groupe employé antérieurement. La principale association entre les gens en chômage le mois dernier et le taux de chômage est une augmentation dans la proportion de ceux qui demeurent en chômage, compensée par une diminution dans le nombre de gens qui trouvent de l'emploi.

Les résultats les plus intéressants au tableau XXXV concernent ceux qui n'étaient pas sur le marché du travail le mois précédent. Un taux d'accroissement de l'emploi plus élevé va de pair avec une augmentation marquée dans le nombre de gens qui passent de l'extérieur du marché du travail à l'emploi. L'ampleur de la hausse dans les taux de participation est semblable à celle de l'augmentation dans le nombre de gens qui demeurent dans l'emploi. Des taux d'accroissement de l'emploi plus élevés sont également associés à un mouvement plus important de l'extérieur du marché du travail (ou de la main-d'oeuvre) vers le chômage. L'augmentation vaut environ un tiers de celle du mouvement en direction de l'emploi; mais ce chiffre représente évidemment une fraction bien plus importante du chômage total que de l'emploi.

Des taux de chômage plus élevés vont de pair avec un mouvement plus important de l'extérieur de la main-d'oeuvre à la fois en direction de l'emploi et du chômage. Un tel résultat avec l'association non significative observée dans le mouvement du chômage vers l'extérieur de la main-d'oeuvre, semble confirmer l'hypothèse du travailleur supplémentaire au sujet de la participation à la main-d'oeuvre. L'association dans le mouvement de l'emploi vers l'extérieur de la main-d'oeuvre appuierait plutôt l'hypothèse du travailleur découragé.

Nous avons également calculé les régressions pour les hommes et les femmes utilisant leur propre taux de chômage et les taux d'augmentation de l'emploi. Les résultats apparaissent au tableau XXXVI. La principale différence qualitative entre les deux apparaît dans le groupe qui était en chômage le mois précédent, où les signes chez les femmes sont tout à fait différents de ceux chez les hommes; ils

sont également différents des signes obtenus pour le total. Cependant, les régressions pour les femmes ne sont nullement significatives.

Le deuxième type de modèle par association s'inspire des modèles employés aux sections deux et trois. Outre la constante et la tendance, les variables indépendantes en sont le taux de chômage désaisonnalisé, U , le taux de chômage désaisonnalisé chez les hommes de 25 à 44 ans, U_p , les deux décalés d'un mois, les moyennes de ces variables au cours des six mois précédents, indiquées par un trait et enfin, le rapport des sans-travail pendant quatre mois ou plus au chômage global, décalé d'un mois, S/U_{-1} . Dans les régressions présentées, les taux de chômage sont exprimés en proportions plutôt qu'en pourcentages de la main-d'oeuvre.

Les résultats des équations de régression figurent au tableau XXXVII dans leur forme complète et après élimination de quelques-unes des variables les moins significatives. L'aspect le plus intéressant de ces résultats est que les estimations suggèrent souvent que la valeur importante est l'écart entre le taux du mois précédent et le taux moyen au cours des six mois précédents et que les deux taux de chômage ont un effet opposé. A ce point de vue, les résultats ressemblent à ceux obtenus aux sections deux et trois. Un autre aspect remarquable est le fait que les variables significatives ne sont pas les mêmes chez les hommes et chez les femmes.

Les résultats figurant au tableau XXXVII se passent généralement d'explications. Les plus intéressants concernent ceux qui étaient en chômage le mois précédent. L'effet dominant chez les hommes est qu'un chômage global élevé augmente leurs chances de demeurer chômeurs. En contrepartie, leurs probabilités soit de trouver de l'emploi, soit de se retirer de la main-d'oeuvre sont également plus faibles. Le dernier effet ne se manifeste que pour la valeur mensuelle décalée, qui est faible dans les chiffres globaux. Par ailleurs, un taux de chômage plus élevé chez les hommes de 25 à 44 ans réduit en fait les chances de rester en chômage. Chez les femmes, l'effet prédominant est qu'une variation dans le chômage tend à augmenter les chances de rester en chômage et diminue les chances de trouver de l'emploi. Le taux de chômage chez les hommes agit dans le même

sens, mais pas de façon significative.

Les schémas pour ceux qui ne faisaient pas partie de la main-d'oeuvre sont assez marqués et semblables au point de vue qualitatif chez les hommes et chez les femmes. Les effets prédominants se retrouvent dans les valeurs décalées dont la moyenne a été calculée sur six mois. Un chômage global élevé augmente la proportion de ceux qui restent en dehors du marché du travail. Un chômage élevé chez les hommes de 25 à 44 ans décroît cette proportion d'autant. Dans chaque cas, la contrepartie est plutôt d'entrer dans l'emploi que dans le chômage. Les variables pour la durée du chômage semblent ne jouer presque aucun rôle ici. A l'opposé de ces résultats, au niveau de l'ensemble, le taux de chômage global décalé tend à encourager ceux qui font déjà partie de la main-d'oeuvre à y demeurer; bien que cette hypothèse ne reçoive pas beaucoup d'appui à un niveau d'agrégation moins élevé, où ce ne semble pas être le cas chez les femmes. Le taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans, et surtout sa valeur immédiate décalée, tend à encourager l'abandon de la main-d'oeuvre. Ces résultats concordent avec ceux obtenus lors de l'examen de la participation à la main-d'oeuvre à la section deux.

EFFETS DE LA COMPOSITION ET DES TENDANCES SUR LE TAUX DE CHOMAGE

L'expérience des différents groupes de la population à l'égard de l'emploi et de la participation à la main-d'oeuvre a varié considérablement. Les coefficients de pondération accordés à ces groupes dans le calcul du taux de chômage ont également changé, à cause des changements dans la composition de la population et les taux de participation. Dans cette section, nous allons étudier deux questions. Premièrement, quelles sortes d'effets sur les taux de chômage ont exercé les changements dans la population et la participation à la main-d'oeuvre. Et deuxièmement comment les diverses tendances étudiées aux sections précédentes ont affecté le taux de chômage.

Le tableau XXXVIII indique la répartition entre différents groupes d'âge de la population, de la main-d'oeuvre et du chômage en 1953, 1964 et 1969. Les chiffres laissent voir plusieurs schémas intéressants. Le principal changement dans la population est l'augmentation du groupe des 14 à 24 ans et l'importance déclinante des groupes plus âgés, par-

ticulièremment de celui des 25 à 44 ans. Ces schémas ne se reflètent pas entièrement dans la main-d'oeuvre, où la caractéristique principale est l'apport croissant des femmes, bien qu'il soit encore très inférieur à leur proportion dans la population. D'où a résulté une baisse de la proportion dans la main-d'oeuvre des hommes de 25 à 44 ans. Pour ce qui est du chômage, le fait marquant est la part disproportionnée des jeunes travailleurs et celle, beaucoup plus faible, des femmes de plus de 24 ans. Il est à noter que le déclin du chômage attribuable à ce groupe a été encore plus marqué que le déclin de sa proportion dans la main-d'oeuvre.

On peut soutenir que ces changements ont modifié la nature des taux de chômage global, car des groupes différents connaissent des taux de chômage typiquement différents et leur taux de participation à la main-d'oeuvre est également très différent. Aussi, même si tous les groupes avaient les mêmes taux de chômage à un moment ou un autre, le taux global serait quand même différent.

Le tableau XXXIX illustre l'ampleur des effets de la modification des coefficients de pondération attribués aux taux de chômage dans les différentes catégories. Les calculs sont d'abord établis sur la base de la composition de la main-d'oeuvre en 1969 et du taux réel de chômage dans chaque groupe. La deuxième série de calculs est établie à partir de la composition de la population en 1969 mais avec les taux réels de chômage et de participation à la main-d'oeuvre. Nous avons effectué ces calculs pour le taux de chômage désaisonnalisé, pour le taux ajusté aux mois d'emploi et de la main-d'oeuvre minima et pour le taux ajusté au mois du chômage minimum.

S'il est vrai que ces ajustements modifient les taux de chômage, les effets n'en sont pas dramatiques. Si la composition de la main-d'oeuvre en 1969 avait prévalu en 1953, le taux de chômage désaisonnalisé aurait été de six pour cent inférieur à ce qu'il était effectivement, soit deux dixièmes d'un pour cent. Si la composition de la population en 1969 avait prévalu, le taux de chômage désaisonnalisé n'aurait été environ qu'un dixième d'un pour cent plus élevé. Comme le taux de chômage varie de plus de quatre points en pourcentage au cours de la période, ces légères variations ne changent pour ainsi dire pas les indications

données par les taux de chômage.

Une autre façon d'envisager la question consiste à se demander quel serait le taux de chômage si celui chez les hommes de 25 à 44 ans demeurerait constant. C'est ce que nous avons établi en nous servant des modèles dans les sections deux à quatre de ce chapitre et des facteurs saisonniers mesurés au chapitre précédent. Nous avons fait prévaloir la population réelle puis avons commencé la simulation en supposant des valeurs d'équilibre en juin 1952 et comme si la tendance n'avait pas existé avant cette date. Le taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans a été tenu pour constant d'abord pour le mois de l'emploi et de la main-d'oeuvre minima et ensuite pour le taux désaisonnalisé. Ont servi à ces simulations la version des modèles de participation et de chômage dont on avait éliminé les coefficients non significatifs, ainsi que la version désaisonnalisée des équations de durée.

Les résultats obtenus pour divers taux de chômage figurent au tableau XL. Comme il fallait s'y attendre, les chiffres dévoilent une détérioration progressive dans les taux désaisonnalisés si le taux du mois du minimum est tenu pour constant et vice-versa. Ce qui est plus intéressant, c'est qu'en raison des termes quadratiques pour la tendance dans les modèles et des tendances à la fois dans les modèles et dans la population, les chiffres indiquent d'abord une amélioration, puis une détérioration dans le taux de chômage global calculé sur la même base que le taux qui avait été tenu pour constant. Ces tendances ajoutent environ trois dixièmes d'un point en pourcentage au cours des années soixante aux taux de chômage désaisonnalisés et nomalisés à partir d'un taux désaisonnalisé de trois à quatre pour cent chez les hommes de 25 à 44 ans. On remarquera que ces simulations révèlent une réaction aux changements dans le taux de chômage (qu'on tient pour constant dans les calculs) qui est inférieur au changement dans ce taux et que, par ailleurs, l'époque à laquelle la tendance se renverse tend à être d'autant plus lointaine que la valeur du taux de chômage tenu pour constant est plus élevée.

Le tableau XLI indique chez quelques groupes choisis les taux de chômage simulés à partir de valeurs de 1970 pour la tendance. Il mentionne également le taux d'augmentation du taux de chômage exprimé en pourcentage du taux de chômage

annuel. Sauf pour les hommes de plus de 24 ans les tendances sont positives quand la normalisation est fondée sur le taux désaisonnalisé. Quoique dans ce groupe les changements chez les hommes adultes l'emportent sur la tendance positive chez les femmes, les tendances d'ensemble sont positives. Ainsi, le taux de chômage global associé au taux de chômage désaisonnalisé constant de quatre pour cent chez les hommes de 25 à 44 ans a été estimé à 4.62 pour cent pour 1970, ce qui marquait une augmentation annuelle de 3.43 pour cent, ou .17 point en pourcentage. Enfin le tableau XLI précise le taux d'accélération des tendances, exprimé comme l'accroissement de la tendance au cours d'une année. Il va sans dire qu'on ne saurait sans risque faire cette projection loin dans l'avenir. Sauf pour les hommes de plus de 25 ans, où ils sont très légèrement négatifs, les termes sont tous positifs. On obtient le même genre de résultats pour les taux de chômage normalisés aux mois où l'emploi et la main-d'oeuvre sont au minimum lorsqu'on maintient constant le taux correspondant chez les hommes de 25 à 44 ans.

L'une des questions intéressantes dans ce domaine est de savoir dans quelle mesure les fluctuations de la main-d'oeuvre associées à celles du chômage tendent à déformer les indications fournies par le taux de chômage au sujet du nombre de personnes prêtes à travailler. Aux Etats-Unis, les travaux de Simler et Tella (1968) ainsi que de Taylor (1970) révèlent qu'il s'agit là d'un problème sérieux et qu'aux fins de l'analyse de l'évolution des salaires, on obtient une meilleure image de la rigidité du marché du travail en faisant l'ajustement sur la base d'une main-d'oeuvre à taux de chômage constant, afin d'y inclure le chômage "camouflé". Mais deux problèmes surgissent dans l'exécution de tels calculs à partir de nos équations. D'une part, les schémas pour le taux de participation ne ressortent pas très bien et donnent presque autant d'indication d'une augmentation ou d'une diminution de la participation aux différents niveaux de chômage. D'autre part, en raison de l'effet marqué des variables dépendantes décalées dans les équations sur les taux de participation, les équations en question ne simulent pas très bien la main-d'oeuvre réelle car leurs résidus tendent à fortement influencer les taux de participation subséquents. On ne peut éliminer cette difficulté qu'en ajoutant encore une fois les résidus réels des régressions aux variables dépendantes décalées aux fins de la si-

mulation.

Les trois premières colonnes du tableau XLII font ressortir ces problèmes pour chacun des groupes étudiés. Le tableau mentionne les taux de chômage réels, les taux fondés sur l'emploi et la main-d'oeuvre normalisés à partir des valeurs réelles du taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans et de la population et enfin le taux calculé lorsque l'emploi réel est soustrait de la main-d'oeuvre normalisée.

On remarquera que si la première série de taux normalisés colle de très près aux taux réels, tel n'est pas le cas de la deuxième. C'est pourquoi calculant le chômage "camouflé" nous avons comparé le taux fondé sur la main-d'oeuvre simulée dans la première série au taux fondé sur la main-d'oeuvre simulée qui prévaudrait avec un taux de chômage constant chez les hommes de 25 à 44 ans. Si nous n'avions pas procédé ainsi, les différences calculées entre le niveau de main-d'oeuvre, et, par extension, entre les estimations de chômage "camouflé", refléteraient presque entièrement les résidus dans les régressions sur les taux de participation et non pas un effet systématique du chômage. Les résultats figurent à la quatrième colonne de chaque série au tableau XLII. Ici, les calculs sont effectués à partir d'un taux de chômage constant de six pour cent aux mois de l'emploi et de la main-d'oeuvre minima et chez les hommes de 25 à 44 ans. L'emploi d'autres taux modifie à peine les résultats, bien qu'un taux inférieur entraîne des termes plus fortement négatifs, ce qui indique la tendance de la main-d'oeuvre à s'accroître parallèlement avec le chômage.

L'aspect le plus remarquable de ces calculs est la faiblesse des écarts. Une autre caractéristique est la tendance du chômage "camouflé" à être positif lorsque le chômage décroît, et inversement. Il s'agit là de l'effet des termes de changements souligné à la section deux. Dans l'ensemble, les résultats indiquent qu'il n'y a pas grand intérêt à essayer d'inclure les chômeurs camouflés dans les différentes analyses; des tentatives sporadiques en ce sens dans d'autres modèles ont confirmé cette impression.

Les tableaux XLIII et XLIV rappelle la composition par région et par sexe de la population, de la main-d'oeuvre et du chômage au cours de certaines années et les effets des modifications dans ces éléments sur le taux de chômage glo-

bal. L'emploi de la composition de la main-d'oeuvre pour 1969 aurait eu un effet mineur sur les taux des années antérieures surtout par suite de la participation généralement accrue des femmes. Quant aux changements de population, ils n'ont eu virtuellement aucun effet.

Le résultat de ces recherches est double. Premièrement, bien qu'on ait constaté de nombreux changements à la fois dans la composition de la population et dans les schémas de participation à la main-d'oeuvre, le seul qui ait eu un effet marqué sur le taux de chômage est le caractère changeant des schémas saisonniers. Deuxièmement, il semble y avoir eu un léger recul dans la position des autres groupes par rapport à celui des hommes de 25 à 44 ans. Par conséquent, à moins que la situation de ces derniers sur le marché du travail ne se soit améliorée, il y a tout lieu de croire que la structure globale du chômage s'est détériorée. Il va sans dire que ces seuls résultats ne suffisent pas à démontrer que la rigidité des marchés du travail s'est accrue pour un taux de chômage global donné. Pour ce faire, il faudrait également tenir compte de l'autre côté du marché.

RAPPORTS ENTRE LES SERIES SUR L'EMBAUCHAGE ET L'EMPLOI

L'éparpillement des sources, la portée variable ainsi que le caractère même des séries disponibles compliquent l'analyse et la compréhension des mécanismes à l'oeuvre sur les marchés du travail. Dans cette section, nous examinons le degré de concordance entre les différentes séries qui décrivent essentiellement les mêmes phénomènes. Nos recherches porteront sur le lien entre embauchages et placements, et sur les associations entre différentes séries sur l'emploi.

Le rapport des embauchages aux placements offre de l'intérêt surtout à cause de l'origine administrative des données sur les placements lesquelles sont actuellement l'unique source d'information sur les embauchages bruts dans l'économie. Il est fort possible que les informations recueillies par le service de placement aient varié, et il faudra sans doute en tenir compte le moment venu. En fait, Vanderkamp (1970) et Penz (1969) ont émis l'hypothèse que le rapport en question puisse aussi servir à ajuster les séries sur les postes vacants. Il est cependant peu pro-

bable que les deux facteurs que l'objet des enquêtes du service de placement entretiennent le même rapport avec les autres variables macroéconomiques.

Le tableau XLV résume les rapports entre les embauchages et les placements. On y relève les valeurs moyennes de la proportion des embauchages par rapport aux placements ainsi que les corrélations entre les deux à la fois dans les données désaisonnalisées et dans celles ajustées au mois du minimum, telles que décrites au chapitre quatre. La corrélation est généralement assez faible et surtout dans le cas des données désaisonnalisées. Quant aux données ajustées au mois du minimum, elle y est bien plus élevée, sauf pour l'agriculture.

Ces faibles corrélations ne sont pas tout à fait une surprise. Comme l'indiquent les valeurs moyennes de la proportion des embauchages aux placements dans la plupart des catégories, la plupart des embauchages ne se font pas par l'entremise de l'agence gouvernementale de placement d'où on a tiré les renseignements sur les placements. L'exception de l'agriculture dénote essentiellement le caractère artisanal de ce secteur, ce qui explique pourquoi celui-ci n'est pas représenté dans les séries sur les embauchages. De même que l'écart dans le rapport moyen entre les chiffres pour l'agrégat industriel et ceux se rapportant à tous les placements effectués reflète l'envergure plus limitée des données sur les embauchages.

Le tableau XLVI indique pour le rapport des embauchages aux placements l'importance de la tendance et le degré de sensibilité au taux de chômage. Les résultats des régressions y sont présentés sur la base d'une tendance, de son carré et soit du taux de chômage global, U , soit du taux de chômage sectoriel, U_S . La première partie du tableau mentionne les résultats des régressions pour les données désaisonnalisées et la seconde, les résultats pour les données ajustées au mois du minimum. Dans ce dernier cas, le taux de chômage global tient compte de la décomposition par âge et par sexe.

Il vaut la peine de relever trois choses à propos de régressions. Tout d'abord, les valeurs de \bar{R}^2 y sont généralement assez faibles et les erreurs-type d'estimation assez élevées. En conséquence, en se servant des résultats pour

créer des facteurs d'agrandissement en vue d'estimer les embauchages basés sur les placements, on obtiendrait probablement une estimation très implicite des embauchages. Ensuite, parmi les divisions, il y a une grande diversité de la nature des tendances: positives dans certains cas, négatives dans d'autres; et il n'existe pas de concordance totale des tendances entre les deux types de données utilisées. Il est intéressant de noter que, en raison de l'adoption de programmes plus actifs de main-d'oeuvre au cours des dernières années 1960, la rupture possible dans la série des placements ou dans ses tendances n'apparaisse pas dans ces régressions, étant donné que la série relative aux embauchages a été abandonnée en même temps. Enfin le taux de chômage est quelque fois significatif dans les régressions. Encore une fois il n'y a pas de concordance complète entre les différents types de données, ni entre les divisions concernant le signe en cause. Cet effet est parfois mieux représenté par le taux global et parfois par le taux sectoriel.

Les résultats découlant de la relation entre les embauchages et les placements indiquent bien que tout ajustement aux données placements-embauchages est susceptible d'être considéré comme douteux. Par ailleurs, ces résultats indiquent aussi que l'on ne peut considérer tout simplement ces données comme des mesures directes des quantités relatives au niveau sectoriel. Si l'on s'en sert en conjonction avec le taux de chômage ou celui des tendances, surtout au niveau de la division, il y a un risque que, pour ces dernières variables, les estimations des régressions représentent en partie le transfert provenant du recours au service de placement gouvernemental. On ne peut guère remédier à cette situation, à moins de tenter d'ajuster les chiffres sur la base des résultats figurant au tableau XLVI et de comparer les résultats avec ceux que l'on obtient lorsqu'on ne fait pas d'ajustement.

Dans cette étude, nous nous servons de trois séries sur le chômage: 1) emploi moyen correspondant aux séries sur les embauchages et les cessations d'emploi (EA), 2) les employés déclarés (ER) et 3) l'emploi enregistré par l'enquête sur la main-d'oeuvre (EL). Ces séries sont fondées sur des sources et des concepts différents et le tableau XLVII indique dans quelle mesure il y a accord entre elles. Le premier volet fournit les corrélations pour les données désai-

sonnalisées et leurs corrélations partielles avec la tendance et sa constante au carré. Le deuxième volet fournit les mêmes quantités pour les données ajustées au mois du minimum désaisonnalisé. Les corrélations simples sont généralement assez élevées, les exceptions principales étant la construction pour les corrélations avec les employés déclarés, et les transports, communications et autres services publics (TCU) pour les corrélations du mois minimum à l'emploi moyen. Toutefois, une image plutôt différente apparaît lorsqu'on tient compte des tendances communes. Dans plusieurs cas, il y a une grande réduction, voire une élimination des corrélations.

On s'intéresse souvent aux fluctuations plutôt qu'aux niveaux de l'emploi. Ici il y a moins de concordance entre les séries. Le tableau XLVIII illustre la corrélation et les corrélations partielles produites. Dans un petit nombre de cas seulement, impliquant des données ajustées au mois du minimum, peut-on considérer que les corrélations sont élevées et dans de nombreux cas, les séries ne comportent virtuellement pas de relation. Cela provient peut-être de l'effet des différences dans les dates des séries ainsi que par suite d'une erreur de mesure et de l'utilisation de concepts différents. Le tableau XLVIX enregistre les corrélations entre les taux de variation trimestriels pour les moyennes de chaque trimestre des données mensuelles. Ici les corrélations sont un peu plus élevées dans la plupart des cas, bien qu'elles soient toujours loin d'être parfaites.

Les recherches dans cette section font clairement ressortir que les diverses séries qui seraient censées représenter le même phénomène ne s'associent pas de très près entre elles: les placements ne sont pas les mêmes que les embauches ni parfaitement associés avec eux. Les diverses séries de l'emploi diffèrent les unes des autres. Dans la mesure où les différences proviennent d'un champ d'application différent, il pourrait être encore possible d'ajuster avec confiance les modèles aux séries de données comparables. Toutefois on est malheureusement amené à s'appuyer sur des données provenant de sources différentes et, en mettant les choses au mieux, les modèles peuvent passer pour indiquer seulement les genres de relations qui peuvent s'exercer dans l'économie.

LE CHOMAGE ET LES EMPLOIS VACANTS

Un aspect intéressant de la nature des marchés du travail

est la relation qui existe entre le chômage et les emplois vacants. Bien que l'on ne puisse pas considérer qu'elle représente une relation structurelle dans l'économie, la mesure dans laquelle il y a eu une relation inverse entre le chômage et les emplois vacants sert de mesure descriptive utile d'un aspect de l'économie.

On affirme parfois que lorsque les emplois vacants sont égaux au nombre des chômeurs il existe une égalité entre l'offre et la demande sur les marchés du travail. Bien qu'il se pose de sérieux problèmes de mesure lorsqu'on applique cette notion aux données canadiennes, Vanderkamp (1970) et Penz (1970) s'en sont servis, sur la base de l'ajustement à l'aide de la proportion des embauchages aux placements, comme d'un dispositif servant à mesurer le taux de chômage qui sert à rétablir l'équilibre dans les marchés du travail et à produire un indicateur de la demande ou de l'offre excédentaires. Toutefois, aussi intéressante que soit cette notion, elle n'a aucun fondement valable au point de vue conceptuel, car l'égalité entre les emplois vacants et le nombre des chômeurs ne représente nullement une condition d'équilibre. La relation chronologique, de son côté, ne manque pas d'être affectée par d'autres facteurs.

Le tableau L présente les résultats des régressions servant à comparer les logarithmes du total des emplois vacants disponibles au cours d'un mois, à la main-d'oeuvre dans le secteur (postes vacants déclarés majorés, des postes vacants non comblés restant du mois précédent) (V/L) avec une tendance, son carré et le logarithme de la proportion du chômage. Dans des régressions séparées, nous nous sommes servi à la fois du taux de chômage de la division et du taux de chômage global. Le premier volet du tableau présente les résultats pour les données désaisonnalisées, le deuxième pour les données du mois du minimum.

Le taux de chômage global a eu tendance à donner un ajustement plus serré aux taux des emplois vacants que le taux de la division. Dans l'ensemble, les tendances dans les relations étaient légèrement négatives, ce qui indique une situation en cours d'amélioration dans les caractéristiques structurelles des marchés du travail. Tel n'était pas le cas, cependant, de nombreuses divisions importantes telles que les industries minière et manufacturière. Comme on pouvait s'y attendre il y a une forte relation négative entre

le taux des emplois vacants et celui du chômage, l'élasticité étant généralement inférieure à l'unité.

Le tableau LT indique les résultats des régressions pour le logarithme du rapport entre les postes vacants non comblés à la fin du mois et la main-d'oeuvre VU/L. Nous n'avons pas essayé de tenir compte du fait que le taux de main-d'oeuvre et celui du chômage se rapportent au milieu du mois plutôt qu'à la fin du mois. Les résultats de ce tableau font ressortir deux différences intéressantes sur le total des postes vacants disponibles: d'une part les tendances tendent à être plus prononcées; dans l'ensemble et dans de nombreuses divisions, elles sont positives bien que dans certains cas, le terme au carré soit négatif et aurait alors rattrapé la tendance elle-même. D'autre part, comme on pouvait s'y attendre, les élasticités quant au chômage sont considérablement plus prononcées qu'elles ne l'étaient dans les régressions pour les postes vacants disponibles. Etant donné qu'à titre de mesure de l'importance de la tension du marché du travail, les postes vacants constituent probablement une mesure plus appropriée, ces résultats indiquent peut-être que les caractéristiques structurelles du marché du travail sont en train de se détériorer.

Une mesure encore plus probable du degré de tension qui règne sur les marchés du travail, peut être chiffrée par le rapport entre les postes restés vacants à la fin du mois et les postes vacants disponibles dans le mois (VU/V). Cette mesure n'est pas affectée par les changements dans la proportion du travail effectué par le service de placement, bien que sa relation aux quantités correspondantes de l'économie totale puisse changer si le service devenait plus ou moins efficace à combler les postes vacants, ou si les employeurs déclaraiient à ce service une plus grande proportion de postes vacants difficiles à combler.

On peut dériver les régressions pour le log du rapport des postes restés vacants aux postes vacants disponibles en retranchant les résultats du tableau L de ceux du tableau LI. C'est ce que nous faisons de façon explicite au tableau LII. On notera que le rapport des postes restés vacants aux postes vacants disponibles est associé fortement et de façon négative avec le taux de chômage. Pour l'agrégat industriel, l'élasticité est de -0.53 , lorsqu'on se sert des données désaisonnalisées, et de -0.69 lorsqu'on se sert des données du mois

du minimum. Les tendances sont généralement positives mais en décélération. Alors que la nature des données n'est pas telle que l'on puisse être sûr que ce phénomène représente plus qu'un changement de rôle pour le service de placement du gouvernement, ces résultats, pris à leur valeur nominale, indiquent que le degré de tension du côté de l'offre, a subi une augmentation. Il est aussi intéressant de noter que ce phénomène s'est produit parce qu'il y avait moins de postes vacants disponibles, par rapport à la main-d'oeuvre mais qu'il y en avait néanmoins davantage par rapport aux postes vacants qui sont restés à combler.

UN COUP D'OEIL PRELIMINAIRE SUR L'EVOLUTION DES SALAIRES

Comme nous l'avons vu au chapitre trois, la diversité des renseignements dont nous disposons sur les salaires nous amène à nous poser deux questions. D'une part, quelle concordance y-a-t-il entre les différentes séries et d'autre part quels sont les schémas qui s'en dégagent nettement? Dans cette section, nous allons étudier ces questions en nous servant de deux techniques: la corrélation et une décomposition de la variance des séries.

Le tableau LIII indique les coefficients de corrélation pour les différentes mesures des taux de variation des salaires au cours de la période 1955-1969. Sur une base annuelle, ces corrélations sont relativement élevées dans certains secteurs, tels que l'industrie minière et le commerce, mais elles sont très réduites dans la construction et les services. Les taux d'ensemble (basés sur le champ d'application le plus élargi dont on dispose) présentent des corrélations assez élevées.

On devrait reconnaître que les diverses séries que l'on soumet à la comparaison ont des bases assez différentes: il n'est donc pas étonnant que les corrélations ne soient pas parfaites. Pour ces calculs, nous avons pris comme moyennes dans l'année ou le trimestre, les traitements et salaires moyens hebdomadaires¹¹ (AWNS) et des gains horaires moyens (AHE) (qui sont au départ des séries mensuelles) et nous nous sommes servi des taux de pourcentage des variations de ces chiffres. L'indice des salaires (WI) se réfère aux

¹¹Dans l'administration, nous avons fait représenter cet élément par le rapport des feuilles de paye au nombre d'employés.

taux en vigueur à la fin du troisième trimestre de chaque année et la série des taux de base (BR) est calculé comme étant le total des taux moyens annuels d'augmentation négociés dans des contrats signés lors de périodes particulières. Ce qui est étonnant et intéressant, c'est de trouver la quantité de variation entre les secteurs dans la mesure de l'accord qui existe entre les séries.

Le tableau LIV enregistre les corrélations entre divers secteurs pour chacune des mesures. Il y a encore une fois une association substantielle dans de nombreux cas mais certainement pas dans tous les cas. Certes, la corrélation mesure la portée de l'association des déviations par rapport à la moyenne; les chiffres du tableau LIV n'indiquent donc pas complètement le degré auquel tous les salaires ont augmenté de concert au cours de la période considérée puisque les moyennes sont positives dans tous les cas. Ces chiffres indiquent bien par contre qu'il existe une diversité sectorielle importante dans les déviations par rapport à la tendance. Dans l'étude des variations des salaires, il y a donc une certaine présomption selon laquelle les modèles pour les différents secteurs ne seront pas identiques.

La décomposition de la somme des carrés des taux de variation sert à indiquer d'une façon plus absolue comment se produisent les variations dans les divers nombres. Si z_{jt} représente le taux d'augmentation de la variable par la $j^{\text{ème}}$ catégorie dans la $j^{\text{ème}}$ observation, nous pouvons diviser la somme des valeurs carrées de z_{jt} en quatre parties:

$$(9.1) \quad \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T z_{jt}^2 = TJ\bar{z}^2 + J\sum_{t=1}^T z_{.t}^2 + T\sum_{j=1}^J z_{j.}^2 +$$

$$\sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T \epsilon_{jt}^2$$

Ici le premier terme, impliquant

$$\bar{z} = \frac{1}{TJ} \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T z_{jt}$$

qui est la moyenne globale des observations, indique quelle quantité a été contribué par les mouvements d'ensemble. Le deuxième terme impliquant la déviation moyenne par rapport à cette moyenne globale,

$$z_{.t} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J (z_{jt} - \bar{z}),$$

indique quelle quantité de la somme est due aux variations dans le taux moyen de croissance dans le temps. Le troisième terme, impliquant la portée moyenne à laquelle chaque catégorie s'est accrue plus ou moins lentement que la moyenne globale,

$$z_{j.} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (z_{jt} - \bar{z}),$$

indique de combien cet aspect est impliqué dans la somme. Le quatrième terme, impliquant

$$\epsilon_{jt} = z_{jt} - z_{.t} - z_{j.} - \bar{z}$$

représente d'autres variations qui ne peuvent être associées avec ces catégories.

Il se produit des problèmes de saisonnalité lorsqu'on s'en sert sur les taux de variation trimestriels. La saisonnalité se produit à la fois dans $z_{.t}$ et dans le ϵ_{jt} . Ces deux termes peuvent tous deux être décomposés davantage en un terme saisonnier et un restant.

Le tableau LV résume les résultats de la décomposition pour la période commençant en 1955.

Dans les données annuelles, la principale source des sommes des carrés est la moyenne globale \bar{z} . La contribution apportée par les écarts moyens annuels, $z_{.t}$, représente une fraction assez substantielle du reste des sommes des carrés. Par contre, les mouvements persistants des salaires relatifs parmi les secteurs, donnés par $z_{j.}$, représentant des montants bien plus petits des sommes des carrés. Enfin, les mouve-

ments des salaires relatifs qui sont inversés au cours de la période ne représentent pas un aspect saillant des séries annuelles, bien que leurs contributions soient en gros équivalentes aux contributions apportées par les écarts de la moyenne annuelle, $z_{.t}$.

Il est intéressant d'opposer ces résultats aux résultats obtenus en décomposant les principaux postes de l'indice des prix à la consommation-alimentation, logement, habillement, transports, soins médicaux, loisirs et lecture, ainsi que le tabac et l'alcool - au cours de la même période. Le taux de variation moyen global pour ces articles est de 2.4 pour cent. Comme ce chiffre est bien inférieur aux moyennes pour les séries des salaires, il est étonnant qu'il contribue 63.5 pour cent au total de la somme des carrés. $z_{.t}$, z_j et ε_{jt} y contribuent respectivement 17.5 pour cent, 3.5 pour cent et 15.5 pour cent. Ainsi les deux types sont caractérisés par des séries hautement groupées qu'elles manifestent - sur une base annuelle - bien plus de mouvement d'ensemble et de variation moyenne entre les années que les différences sectorielles ou aléatoires¹².

La deuxième partie du tableau LV enregistre les valeurs de $z_{.t}$. On notera qu'il y a un accord très poussé parmi les séries sur l'époque où les variations sont supérieures et inférieures à la tendance. Par contre, il y a un grand désaccord sur les amplitudes indiquées.

Le volet C du tableau LV enregistre les valeurs de z_j . Encore une fois il y a un accord important sur la position relative des groupes, la principale exception est entre les gains horaires moyens et les autres séries. Le rendement relatif de la série sur le groupe forestier dans les traitements et salaires hebdomadaires moyens est assez différent des rendements dans l'indice des salaires et la série des salaires de base. Cela est dû probablement aux déplacements géographiques qui se sont produits dans l'industrie. Pour l'administration publique, les grandes valeurs peuvent refléter la nature différente des données dont on se sert.

Le quatrième volet du tableau LV enregistre les corrélations

¹²Cf. Cragg et Young (1973) qui étudient davantage la décomposition appliquée à l'IPC.

tions de $z_{.t}$ avec $\sum_j \varepsilon_{jt}^2$ et de z_j avec $\sum_t \varepsilon_{jt}^2$. Dans chaque cas, elles sont positives et, surtout dans la deuxième série, elles sont assez élevées. Il semble donc qu'il existe une association entre les années d'augmentation rapide dans les salaires et la variabilité des augmentations parmi les secteurs. C'est ce à quoi on doit s'attendre si les ajustements à la baisse - ou inférieurs aux ajustements habituels - rencontrent plus de résistance ou de lourdeur que les ajustements à la hausse.

TABLEAU XXI
REGRESSIONS DU TAUX D'ACTIVITE
DECOMPOSITION PAR AGE ET PAR SEXE

(Utilisant des données ajustées au mois de main-d'oeuvre et d'emploi minimum)

A. Hommes

Groupe	Constante	t	t ²	U ₋₁	\bar{U}_{-1}	U _p	\bar{U}_p	S/U ₋₁	ρ	R ²	S.E.E.
14-19	0.135***	-0.319***	2.154***								
	0.169***	-0.366***	2.782***	-0.262***	0.255**	0.741***	-0.533*	-0.060***	0.531***	0.957	0.927
H-L	0.358***	0.789***	5.796***	-0.225***	0.093	0.683***	-0.056	-0.098***	0.545***	0.962	0.868
20-24	0.260***	-0.202***	-0.889***								
	0.265***	-0.200***	-0.857***	-0.002	0.023	0.048	-0.045	-0.008	0.692***	0.973	0.586
H-L	0.862***	-0.653***	-2.618***	0.016	-0.059	0.013	0.191	-0.026	0.699***	0.973	0.588
25-34	0.391***	-0.021***	-0.623***								
	0.409***	-0.022***	-0.700***			0.051*	-0.058**		0.597***	0.860	0.191
	0.409***	-0.022***	-0.702***			0.052*	-0.061*	0.000	0.580***	0.861	0.190
H-L	0.972***	-0.047	-1.587			0.035	-0.032	-0.004	0.586***	0.860	0.191
35-44	0.529***	0.010***	-0.449***								
	0.546***	0.011***	-0.505***	0.054**	-0.059**				0.456***	0.630	0.165
	0.546***	0.011***	-0.506***	0.055**	-0.060*				0.438***	0.636	0.164
H-L	0.972***	0.020***	-0.847***	-0.065	0.068*			0.001	0.438***	0.634	0.164
								-0.002	0.446***	0.634	0.164
45-54	0.319***	0.000	-0.383***								
	0.367***	0.000	-0.503***			0.111***	-0.113***		0.665***	0.674	0.234
	0.381***	0.000	-0.433***	-0.022	0.094	0.123**	-0.160*	-0.008	0.615***	0.687	0.229
H-L	0.953***	0.012	-1.146***	0.010	-0.046	0.075	0.019	-0.016**	0.600***	0.688	0.229
									0.610***	0.682	0.231
55-64	0.314***	-0.010*	-0.740***								
	0.385***	0.019*	-1.095***			-0.223**	-0.118*	0.343***	-0.018*	0.549***	0.647
	0.385***	0.020*	-1.089***	-0.033	-0.196*	-0.102	0.335***	-0.019*	0.549***	0.663	0.419
H-L	0.852***	0.031	-2.390***	0.005	-0.448**	-0.160*	0.559***	0.022*	0.563***	0.662	0.422
65+	0.044***	-0.115***	-0.006								
	0.055***	-0.122***	-0.124	0.041	-0.092	0.022	0.007	-0.010	0.837***	0.981	0.509
H-L	0.284***	-0.682***	-0.512	0.087	-0.247	0.020	0.012	0.004	0.813***	0.981	0.511
									0.836***	0.981	0.511

TABLEAU XXI (suite)

B. Femmes

Groupe	Constante	t	t ²	U ₋₁	\bar{U}_{-1}	U _p	\bar{U}_p	S/U ₋₁	ρ	\bar{R}^2	S.E.E.
14-19	0.095***	-0.106***	0.464***						0.663***	0.861	0.675
	0.114***	-0.080***	0.832***	-0.090**		0.204***		-0.027**	0.590***	0.870	0.652
	0.112***	-0.093***	0.727***	-0.099**	0.049	0.278***	-0.124	-0.024	0.596***	0.869	0.654
H-L	0.274	-0.192	1.798	-0.026	-0.220	0.337	0.108	-0.035	0.600***	0.866	0.659
20-24	0.086***	0.137***	0.939***						0.825***	0.978	0.642
	0.112***	0.174***	1.167***			-0.203**	0.250**	-0.034***	0.786***	0.979	0.628
	0.113***	0.180***	1.231***	-0.145	0.099	-0.159	0.230*	-0.037***	0.785***	0.979	0.628
H-L	0.512***	0.773***	5.363***	-0.043	-0.333	-0.126	0.154	-0.035*	0.790***	0.978	0.636
25-34	0.075***	0.212***	1.211***						0.731***	0.991	0.387
	0.085***	0.251***	1.490***			0.059**		-0.012*	0.689***	0.991	0.384
	0.084***	0.251***	1.523***	-0.077	0.077	0.051	0.019	-0.014*	0.690***	0.991	0.386
H-L	0.269***	0.781***	4.832***	-0.107*	0.084	0.064	0.072	-0.013	0.702***	0.991	0.385
35-44	0.127***	0.449***	0.121						0.575***	0.992	0.491
	0.130***	0.466***	0.197	-0.002	0.008	-0.017	0.063	-0.014	0.565***	0.992	0.495
H-L	0.299***	1.062***	0.560	-0.009	-0.019	0.036	0.047	-0.026*	0.590***	0.992	0.494
45-54	0.094***	0.358***	-1.181***						0.712***	0.994	0.495
	0.100***	0.377***	-1.309***	0.013	-0.054	0.054	-0.066	-0.001	0.669***	0.994	0.499
H-L	0.330***	0.012***	-3.831***	-0.012	-0.103	0.090	-0.137	-0.004	0.722***	0.993	0.505
55-64	0.058***	0.267***	-0.752***						0.747***	0.993	0.460
	0.060***	0.273***	-0.822***	-0.053*					0.743***	0.993	0.458
	0.058	0.272***	-0.775***	-0.078*	0.017	0.032	-0.018	0.001	0.745***	0.993	0.462
H-L	0.229***	1.055***	-2.831***	-0.045	-0.035	0.082	-0.126	0.009	0.754***	0.993	0.464
65+	0.024***	0.033***	-0.925***						0.570***	0.854	0.260
	0.029***	0.038***	-1.042***			0.073*	-0.108***		0.543***	0.857	0.256
	0.028***	0.037***	-1.040***	-0.003	-0.044*	0.073*	-0.111**	0.001	0.547***	0.856	0.257
H-L	0.060***	0.083***	-2.168***	0.001	-0.049	0.083*	-0.119*	-0.002	0.553***	0.855	0.258

RENOIS POUR LES TABLEAUX XXI, XXII, XXIII et XXIV

Les erreurs-type d'estimation (S.E.E.) sont multipliées par 100.

Les coefficients de t sont multipliés par 100.

Les coefficients de t^2 sont multipliés par 100.

H-L désigne une régression de Hildreth-Lu.

ρ désigne le coefficient de la variable dépendante décalée ou le paramètre d'auto-corrélation dans les régressions de Hildreth-Lu.

* Significativement différent de zéro au seuil de .10.

** Significativement différent de zéro au seuil de .05.

*** Significativement différent de zéro au seuil de .01.

TOUTES LES REGRESSIONS S'APPLIQUENT A LA PERIODE ALLANT DE JUILLET 1953 à NOVEMBRE 1970 INCLUSIVEMENT

U taux de chômage du groupe.

\bar{U} taux de chômage moyen du groupe au cours des 6 derniers mois.

U_p taux de chômage chez les hommes de 25 à 34 ans.

\bar{U}_p taux de chômage chez les hommes de 25 à 34 ans.

U_m taux de chômage chez les homes dans une région.

\bar{U}_m taux de chômage moyen chez les hommes dans une région.

TOUTS LES TAUX DE CHOMAGE EXPRIMENT LE RAPPORT DU NOMBRE DE CHOMEURS AU NIVEAU DE LA MAIN-D'OEUVRE.

TABLEAU XXII
SOMMAIRE DES EFFETS DU CHOMAGE SUR LA PARTICIPATION
(coefficients de régression dérivés du tableau XXI)

A. En utilisant les "meilleures" régressions

Groupe	U_{-1}	ΔU	U_p	ΔU_p	$U_{-1} + U_p$	$\Delta U + \Delta U_p$	S/U_{-1}
Hommes							
14-19	-0.007	-0.255	0.208	0.533	0.201	0.178	-0.060
20-24	-	-	-	-	-	-	-
25-34	-	-	-0.007	0.058	-0.007	0.058	-
35-44	-0.005	0.059	-	-	-0.005	0.059	-
45-54	-	-	-0.002	0.113	-0.002	0.113	-
55-64	-0.223 ^a	-	0.225	-0.343	0.002	-0.343	-0.018
65+	-	-	-	-	-	-	-
Femmes							
14-19	-0.090	-	0.204	-	0.114	-	-0.027
20-24	-	-	0.047	-0.250	0.047	-0.250	-0.034
25-34	-	-	0.059	-	0.059	-	-0.012
35-44	-	-	-	-	-	-	-
45-54	-	-	-	-	-	-	-
55-64	-0.053	-	-	-	-0.053	-	-
65+	-0.046 ^a	-	-0.035	0.108	-0.035	0.108	-

TABLEAU XXII (suite)

B. En utilisant les régressions complètes

Groupe	U_{-1}	ΔU	U_p	ΔU_p	$U_{-1} + U_p$	$\Delta U + \Delta U_p$	S/U_{-1}
Hommes							
14-19	-0.027	-0.255	0.208	0.533	0.201	0.178	-0.060
20-24	0.021	-0.023	0.003	-0.045	0.024	-0.068	-0.008
25-34	-	-	-0.009	0.061	-0.009	0.061	0.000
35-44	-0.005	0.060	-	-	-0.005	0.060	0.001
45-54	0.072	-0.094	-0.037	0.160	0.035	0.066	-0.008
55-64	-0.229	0.196	0.235	-0.335	-0.006	-0.139	-0.019
65+	-0.051	0.092	0.015	-0.007	-0.036	0.085	-0.010
Femmes							
14-19	-0.050	-0.049	0.154	0.124	0.150	0.075	-0.024
20-24	-0.046	-0.099	0.071	-0.230	0.025	-0.329	-0.037
25-34	0.000	-0.077	0.070	-0.019	0.070	-0.096	-0.014
35-44	0.006	-0.008	0.046	-0.063	0.052	-0.071	-0.014
45-54	-0.041	0.054	-0.012	0.066	-0.053	0.120	-0.001
55-64	-0.061	-0.017	0.014	0.018	-0.047	0.001	0.001
65+	-0.047	0.044	-0.038	0.111	-0.085	0.155	0.001

TABLEAU XXIII
 REGRESSIONS DU TAUX D'ACTIVITE, UTILISANT DIVERSES DEFINITIONS DE L'AJUSTEMENT SAISONNIER
 PAR AGE ET PAR SEXE
 A. Hommes

Groupe	Constante	t	t ²	U ₋₁	\bar{U}_{-1}	U _p	\bar{U}_p	S/U ₋₁	ρ	\bar{R}^2	S.E.E.
14-19											
Max.	0.296***	-0.330***	3.889***	-0.356***	0.320	0.724**	-0.563	-0.070**	0.523***	0.903	1.440
S.A.	0.205***	-0.374***	3.120***	-0.294***	0.311**	0.876***	-0.704**	-0.067***	0.528***	0.950	1.005
20-24											
Max.	0.298***	-0.083***	-0.973***						0.690***	0.864	0.664
S.A.	0.272***	-0.165***	-0.954***						0.697***	0.958	0.612
25-34											
Max.	0.418***	-0.021***	-0.711***			0.011	-0.052		0.577***	0.844	0.194
S.A.	0.412***	-0.024***	-0.706***			0.059	-0.072*		0.579***	0.870	0.191
35-44											
Max.	0.554***	-0.009***	-0.511***	0.075**	-0.074**				0.437***	0.670	0.166
S.A.	0.547***	0.000	-0.505***	0.047*	-0.066**				0.442***	0.584	0.165
45-54											
Max.	0.373***	-0.017***	-0.509***			0.127***	-0.139***		0.615***	0.758	0.233
S.A.	0.371***	0.000***	-0.506***			0.127***	-0.139***		0.615***	0.707	0.232
55-64											
Max.	0.404***	0.000	-1.121***		-0.230**	-0.176**	0.408***	-0.020**	0.547***	0.693	0.435
S.A.	0.403***	-0.019**	-1.108***		-0.230**	-0.175*	0.429***	-0.019*	0.547***	0.723	0.431
65+											
Max.	0.169***	0.650***	-1.356***						0.701***	0.992	0.967
S.A.	0.047***	-0.118***	-0.019						0.837***	0.980	0.538

TABLEAU XXIII (suite)

B. Femmes

Groupe	Constante	t	t ²	U ₋₁	\bar{U}_{-1}	U _p	\bar{U}_p	S/U ₋₁	ρ	R ²	S.E.E.
14-19											
Max.	0.188***	0.076***	1.151***	-0.179***		0.644***		-0.037**	0.595***	0.554	0.989
S.A.	0.108***	-0.053**	0.318	-0.026		-0.017		-0.014	0.627***	0.734	0.740
20-24											
Max.	0.117***	0.207***	1.246***			-0.246*	0.314*	-0.037***	0.788***	0.984	0.649
S.A.	0.181***	0.160**	1.777***			-0.081	0.136**	-0.034***	0.759***	0.982	0.628
25-34											
Max.	0.089***	0.278***	1.614***			0.080**		-0.012*	0.694***	0.993	0.402
S.A.	0.059***	0.282***	1.075***			-0.028**		0.000	0.701***	0.993	0.395
35-44											
Max.	0.123***	0.467***	0.159						0.602***	0.993	0.512
S.A.	0.125***	0.460***	0.137						0.590***	0.993	0.512
45-54											
Max.	0.082***	0.327***	-0.901***						0.757***	0.994	0.522
S.A.	0.092***	0.361***	-1.098***						0.721***	0.994	0.502
55-64											
Max.	0.061***	0.293***	-0.720***	-0.076*					0.747***	0.993	0.470
S.A.	0.062***	0.279***	-0.819***	-0.071*					0.744***	0.993	0.470
65+											
Max.	0.029***	0.064***	-1.053***		-0.055**	0.092*	-0.103*		0.561***	0.906	0.279
S.A.	0.030***	0.055***	-0.946***		-0.053**	0.030	-0.027		0.553***	0.889	0.269

TABLEAU XXIV
 TAUX D'ACTIVITE, MOIS DU MINIMUM, PAR REGION ET PAR SEXE

Région	Constante	t	t ²	Hommes				ρ	R ²	S.E.E.
				U ₋₁	Ū ₋₁	S/U ₋₁	U _m			
Atlantique	0.310***	-0.230***	-1.263***	0.137***	-0.103*	-0.011	0.550***	0.954	0.643	
Québec	0.123***	-0.089***	0.254*	-0.019	0.055	-0.018**	0.843***	0.985	0.375	
Ontario	0.184***	-0.109***	0.042	0.048	-0.008	-0.010	0.772***	0.986	0.313	
Prairies	0.374***	-0.109***	-0.279*	0.144***	0.073	-0.015*	0.501***	0.909	0.434	
C.-B.	0.245***	-0.031***	0.358**	0.028	-0.033	-0.006	0.678***	0.690	0.477	

Région	Constante	t	t ²	Femmes				ρ	R ²	S.E.E.
				U ₋₁	Ū ₋₁	U _m	Ū _m			
Atlantique	0.064***	0.198***	-0.121	-0.091	0.052	-0.087*	0.017*	0.734	0.979	0.563
Québec	0.043***	0.096***	0.436***	-0.149**	0.052*			0.842***	0.980	0.438
Ontario	0.087***	0.175***	0.082		0.023		-0.019***	0.735***	0.986	0.382
Prairies	0.096***	0.388***	-0.436**		0.187***	0.321***	-0.013	0.637***	0.990	0.542
C.-B.	0.124***	0.356***	0.651***		0.074*	-0.136***		0.573***	0.984	0.555

TABLEAU XXV
 REGRESSIONS DES STRUCTURES DE L'EMPLOI, PAR AGE ET PAR SEXE
 (D'après des données ajustées au mois de main-d'oeuvre et d'emploi minimum)

Groupe	K	t	t ²	U _p	\bar{U}_p	ΔL	E/L ₋₁	\bar{R}^2	S.E.E.
Hommes 14-19	0.750 (0.068)	-0.035 (0.014)	-0.171 (0.353)	-1.359 (0.176)	-0.242 (0.189)	-0.100 (0.025)	0.235 (0.069)	0.919	0.994
Hommes 20-24	0.467 (0.056)	0.036 (0.009)	-0.471 (0.202)	-1.202 (0.100)	0.359 (0.109)	-0.130 (0.049)	0.538 (0.055)	0.969	0.545
Hommes 45-54	0.603 (0.060)	0.027 (0.005)	0.305 (0.108)	-0.635 (0.053)	0.105 (0.060)	-0.060 (0.076)	0.392 (0.061)	0.966	0.296
Hommes 55-64	0.471 (0.058)	-0.051 (0.008)	0.380 (0.140)	-0.456 (0.062)	0.044 (0.076)	-0.101 (0.046)	0.527 (0.058)	0.941	0.372
Hommes 65+	0.619 (0.063)	-0.070 (0.012)	0.212 (0.236)	-0.231 (0.109)	-0.066 (0.120)	-0.047 (0.024)	0.361 (0.065)	0.632	0.662
Femmes 14-19	0.765 (0.067)	-0.288 (0.029)	-1.547 (0.375)	-0.291 (0.169)	-0.434 (0.180)	-0.143 (0.028)	0.246 (0.066)	0.809	1.015
Femmes 20-24	0.696 (0.066)	-0.064 (0.009)	-0.612 (0.175)	-0.347 (0.078)	0.018 (0.082)	-0.096 (0.024)	0.303 (0.066)	0.728	0.468
Femmes 25-34	0.934 (0.071)	-0.021 (0.006)	-0.843 (0.153)	-0.120 (0.065)	-0.190 (0.071)	0.009 (0.019)	0.070 (0.071)	0.576	0.397
Femmes 35-44	0.802 (0.069)	-0.055 (0.007)	-0.447 (0.133)	-0.109 (0.059)	-0.133 (0.064)	0.001 (0.013)	0.197 (0.069)	0.643	0.363
Femmes 45-54	0.645 (0.065)	-0.026 (0.007)	-0.447 (0.165)	-0.019 (0.074)	-0.071 (0.079)	-0.001 (0.017)	0.348 (0.066)	0.292	0.452
Femmes 55-64	0.831 (0.071)	-0.065 (0.011)	-0.151 (0.254)	-0.351 (0.118)	0.012 (0.124)	-0.019 (0.021)	0.181 (0.070)	0.472	0.716
Femmes 65+	0.970 (0.067)	-0.040 (0.028)	0.317 (0.680)	0.842 (0.319)	-0.276 (0.328)	-0.055 (0.023)	-0.019 (0.070)	0.227	1.917

TABLEAU XXV (suite)

NOTES

U_p - taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans, exprimé sous forme de proportion.

\bar{U}_p - moyenne de U_p au cours des cinq mois précédents.

ΔL - variation en pourcentage dans la main-d'oeuvre, coefficients multipliés par 100.

Les coefficients de t sont multipliés par 100.

Les coefficients de t^2 sont multipliés par 10,000.

Les erreurs-types sont entre parenthèses.

Les erreurs-types d'estimation (S.E.E.) sont multipliées par 100.

Variable dépendante - rapport de l'emploi à la main d'oeuvre (E/L).

TABLEAU XXVI
 REGRESSIONS DES STRUCTURES DE L'EMPLOI, PAR REGION ET PAR SEXE
 (D'après des données ajustées au mois de main-d'oeuvre et d'emploi minimum)

<u>Hommes</u>									
Région	K	t	t ²	U _o	\bar{U}_o	ΔL	(E/L) ₋₁	\bar{R}^2	S.E.E.
Atlantique	0.289 (0.047)	-0.008 (0.017)	1.547 (0.463)	-0.491 (0.166)	-0.022 (0.187)	-0.198 (0.075)	0.686 (0.051)	0.899	1.115
Québec	0.343 (0.052)	-0.035 (0.010)	-0.058 (0.196)	-0.358 (0.086)	-0.142 (0.119)	-0.294 (0.080)	0.648 (0.054)	0.930	0.576
Prairies	0.296 (0.050)	-0.013 (0.008)	-0.059 (0.167)	-0.185 (0.073)	-0.037 (0.083)	-0.082 (0.052)	0.700 (0.051)	0.852	0.491
C.-B.	0.273 (0.055)	-0.003 (0.011)	-0.213 (0.025)	-0.539 (0.115)	0.144 (0.124)	-0.125 (0.075)	0.725 (0.055)	0.914	0.728
<u>Femmes</u>									
Région	K	t	t ²	U _o	\bar{U}_o	ΔL	(E/L) ₋₁	\bar{R}^2	S.E.E.
Atlantique	0.731 (0.067)	-0.058 (0.013)	-0.988 (0.344)	-0.060 (0.053)	-0.069 (0.058)	-0.014 (0.019)	0.265 (0.068)	0.316	0.800
Québec	0.694 (0.066)	-0.023 (0.007)	-1.195 (0.193)	-0.197 (0.048)	-0.114 (0.056)	0.008 (0.019)	0.312 (0.066)	0.775	0.469
Ontario	0.607 (0.065)	-0.046 (0.006)	-0.220 (0.095)	-0.166 (0.041)	-0.068 (0.047)	-0.034 (0.015)	0.390 (0.065)	0.804	0.274
Prairies	0.853 (0.069)	0.003 (0.006)	-1.023 (0.166)	-0.032 (0.060)	-0.295 (0.074)	0.001 (0.013)	0.148 (0.069)	0.486	0.431
C.-B.	0.695 (0.066)	-0.094 (0.014)	0.763 (0.257)	0.004 (0.066)	-0.170 (0.070)	-0.047 (0.023)	0.283 (0.068)	0.531	0.736

NOTES: U_o - Taux de chômage chez les hommes en Ontario, exprimé sous forme de rapport.

U_m - Taux de chômage chez les hommes de la région, exprimé sous forme de rapport.

TABLEAU XXVII
DUREE DU CHOMAGE
PROPORTIONS MOYENNES DU CHOMAGE TOTAL POUR DIVERSES ANNEES

	1961	1964	1969
Licenciement temporaire	0.058	0.057	0.066
Sans travail et cherchant de l'emploi pendant moins de 1 mois	0.227	0.307	0.278
Sans travail et cherchant de l'emploi de 1 à 3 mois	0.338	0.337	0.349
Sans travail et cherchant de l'emploi de 4 à 6 mois	0.198	0.156	0.153
Sans travail et cherchant de l'emploi pendant plus de 6 mois	0.179	0.143	0.154

Source: La main-d'oeuvre, Statistique Canada

TABLEAU XXVIII

RESULTATS DES REGRESSIONS POUR LES SANS-TRAVAIL CHERCHANT
DE L'EMPLOI DE 1 à 3 MOIS
(Estimations de l'équation 4.1)

Mois	α	β	γ	R^2
Désaisonnalisé	0.3209*	-0.00044	-0.733	0.806
Janvier	0.6849*	-0.00574*	0.943*	0.961
Février	0.6691*	-0.00625*	0.614	0.947
Mars	0.5838*	-0.00455*	1.146*	0.958
Avril	0.5049*	-0.00302*	1.021*	0.959
Mai	0.4081*	0.00140	1.449*	0.884
Juin	0.3265*	0.00522*	2.650*	0.934
Juillet	0.3439*	0.00587*	2.901*	0.958
Août	0.3338*	0.00397	3.412*	0.946
Septembre	0.3289*	0.00056	2.753*	0.871
Octobre	0.3151*	0.00353	3.715*	0.929
Novembre	0.4075*	0.00074	3.088*	0.899
Décembre	0.4520*	-0.00131	3.323*	0.955

* Significatif au seuil de .05.

TABLEAU XXIX
 RESULTAT DES REGRESSIONS POUR LES SANS-TRAVAIL
 CHERCHANT DE L'EMPLOI DE 4 à 6 MOIS
 (Estimations de l'équation 4.2)
 (Les erreurs-types sont entre parenthèses)

Mois	α	β	γ	δ	\bar{R}^2	S.E.E.
Tous les mois (désaisonnalisé)	0.1761 (0.0206)	-0.00313 (0.00092)	0.00095 (0.00018)	5.680 (0.329)	0.923	6.68
Janvier	0.2124 (0.1236)	-0.00488 (0.00572)	0.00299 (0.00157)	8.716 (1.889)	0.965	4.86
Février	0.6258 (0.1504)	-0.01471 (0.00704)	-0.00039 (0.00197)	5.345 (2.245)	0.952	8.15
Mars	0.9439 (0.1510)	-0.01985 (0.00732)	-0.00097 (0.00206)	1.072 (2.223)	0.936	11.99
Avril	0.3638 (0.0750)	-0.00355 (0.00375)	0.00086 (0.00108)	4.889 (1.112)	0.954	10.06
Mai	0.0705 (0.0574)	0.00113 (0.00271)	0.00086 (0.00079)	4.973 (0.863)	0.937	8.24
Juin	0.0514 (0.0350)	0.00316 (0.00152)	0.00087 (0.00045)	3.026 (0.534)	0.942	3.89
Juillet	0.0076 (0.0508)	0.00776 (0.00198)	0.00155 (0.00058)	3.949 (0.799)	0.895	3.74
Août	0.0068 (0.0622)	0.00308 (0.00230)	0.00121 (0.00066)	5.597 (0.999)	0.924	2.97
Septembre	0.1506 (0.0611)	-0.00294 (0.00231)	0.00035 (0.00058)	4.458 (0.992)	0.961	2.29
Octobre	0.0226 (0.1116)	-0.00748 (0.00448)	0.00061 (0.00102)	6.291 (1.849)	0.844	4.91
Novembre	0.1015 (0.0637)	-0.00553 (0.00268)	0.00090 (0.00061)	5.014 (1.034)	0.952	2.92
Décembre	0.1181 (0.1252)	0.00112 (0.00497)	0.00156 (0.00126)	7.172 (1.981)	0.909	4.92

TABLEAU XXX

RESULTATS DES REGRESSIONS POUR LES SANS-TRAVAIL CHERCHANT DE L'EMPLOI PENDANT PLUS DE 6 MOIS
(Estimations de l'équation 4.3)

	α_1	α_2	β_1	β_2	γ_1	γ_2	\bar{R}^2	S.E.E.
Désaisonnalisé	0.364	0.665*	-0.020*	0.046*	-0.001	-0.009	0.964	3.772
Janvier	1.414*	0.028	-0.044	0.037	-0.045	0.036	0.965	3.405
Février	0.862	0.630	-0.004	0.004	-0.007	0.001	0.981	2.795
Mars	0.218	1.440	-0.153	0.188	0.019	-0.035	0.926	5.927
Avril	0.382*	1.050*	-0.049*	0.087*	0.010	-0.024	0.992	2.251
Mai	0.408*	0.656	-0.025	0.080*	0.001	-0.016	0.974	3.959
Juin	0.292	0.624	-0.008	0.053	-0.001	0.021	0.938	5.458
Juillet	0.346	0.181	-0.014	0.063	-0.008	0.006	0.930	4.990
Août	0.271	0.371	-0.044*	0.074*	-0.009	0.010	0.961	3.354
Septembre	0.006	0.778	-0.007	0.018	0.013	-0.016	0.924	4.235
Octobre	1.554	-0.258	-0.055	0.050	-0.069	0.046	0.936	3.728
Novembre	1.660	-0.242	-0.043	0.038	-0.062	0.039	0.940	3.501
Décembre	0.859	0.482	-0.032	0.041	-0.005	-0.006	0.984	1.800

* Significatif au seuil de .05.

TABLEAU XXXI

DUREE DU CHOMAGE, SCHEMAS SAISONNIERS, RESULTATS DES REGRESSIONS

	Sans travail et cherchant de l'emploi pendant moins d'un mois, plus les licenciements temporaires	Sans travail et cherchant de l'emploi de 1 à 3 mois	Sans travail et cherchant de l'emploi de 4 à 6 mois	Sans travail et cherchant de l'emploi pendant plus de 6 mois
<u>Constante</u>				
Janvier	2.139	1.669	0.871	0.936
Février	1.783	1.850	1.456	1.075
Mars	2.451	1.485	2.157	1.193
Avril	1.565	1.159	2.292	1.303
Mai	0.983	0.811	1.226	1.288
Juin	0.748	0.621	0.721	1.057
Juillet	0.432	0.811	0.543	1.041
Août	0.130	0.736	0.488	0.942
Septembre	-0.100	0.567	0.507	0.778
Octobre	-0.054	0.585	0.585	0.807
Novembre	0.407	0.745	0.560	0.793
Décembre	0.579	0.635	0.489	0.540
<u>Taux de chômage</u>				
Janvier	-0.126*	0.004	0.015*	-0.001
Février	-0.133*	-0.004	0.012	-0.004
Mars	-0.245*	0.001	0.003	-0.003
Avril	-0.122*	-0.016	-0.015	0.007
Mai	-0.034	-0.014	-0.018*	0.005
Juin	0.048	-0.005	-0.005	0.013
Juillet	0.095*	-0.023	-0.005	-0.004
Août	0.139*	-0.004	-0.004	-0.003
Septembre	0.189*	0.007	-0.009	0.000
Octobre	0.188*	0.146	-0.015	-0.006
Novembre	0.140*	0.147	-0.003	-0.003
Décembre	0.117*	0.077*	0.025*	0.036*
<u>Tendance</u>				
Janvier	-0.026*	-0.032*	0.002	0.001
Février	-0.018*	-0.030*	-0.009*	-0.004
Mars	-0.048*	-0.021*	-0.032*	-0.009*
Avril	-0.006	-0.013*	-0.034*	-0.014*
Mai	0.020*	0.005	-0.012*	-0.004
Juin	0.035*	0.019*	0.005*	-0.004
Juillet	0.016*	0.034	0.010*	0.006*
Août	0.005	0.023	0.011*	0.001
Septembre	-0.003	0.008*	0.013*	0.010*
Octobre	0.008	0.005	0.017*	0.007*
Novembre	0.007	0.003	0.017*	0.002
Décembre	0.004	0.020*	0.025*	0.022*
\bar{R}^2	0.751	0.971	0.995	0.947

TABLEAU XXXII

ESTIMATION, EN MOIS, DE LA DUREE DU CHOMAGE
D'APRES LES ESTIMATIONS DE (4.1), (4.2) et (4.3)

Mois au cours duquel le chômage est d'abord déclaré	Taux de chômage (en pourcentage)					
	3	4	5	6	7	8
Janvier	2.2	2.3	2.5	2.6	2.8	2.9
Février	2.0	2.1	2.3	2.5	2.7	2.9
Mars	2.0	2.3	2.7	3.1	3.5	4.0
Avril	2.5	2.8	3.2	3.6	4.1	4.6
Mai	1.8	2.5	3.1	3.9	4.7	5.7
Juin	2.3	3.0	3.8	4.7	5.7	6.9
Juillet	3.3	3.7	4.3	5.0	5.7	6.6
Août	2.7	3.5	4.3	5.2	6.2	7.4
Septembre	3.4	4.4	5.3	6.4	7.5	8.8
Octobre	3.0	3.7	4.3	5.0	5.7	6.5
Novembre	2.9	3.3	3.7	4.1	4.5	4.9
Décembre	3.1	3.3	3.6	3.8	4.1	4.4

TABLEAU XXXIII

COMPATIBILITE DES DONNEES ENREGISTREES ET DES DONNEES RAPPORTEES ULTERIEUREMENT
 PROPORTION DES DONNEES ULTERIEURES PAR RAPPORT AU DONNEES ENREGISTRES
 RESULTATS DES REGRESSIONS

	Moyenne des données brutes	K	t	t ²	U	S.E.E.	R ²
<u>A. Hommes et Femmes</u>							
Employé	1.0001	1.001	0.0007	-0.0001		0.0044	0.086
		0.998	0.0012	-0.0002	0.036	0.0044	0.079
En chômage	0.9559	0.988	-0.0226*	0.0025*		0.0298	0.265
		0.883	-0.0046	0.0005	1.602*	0.0293	0.287
Ne participant pas à la main- d'oeuvre	0.9757	0.949	0.0161*	-0.0016*		0.0309	0.153
		1.015	0.0048	-0.0004	-1.002	0.0308	0.157

TABLEAU XXXIII (suite)

	Moyenne des données brutes	K	t	t ²	U	S.E.E.	R ²
<u>B. Hommes</u>							
Employé	0.9987	0.999	0.0002	0.0000		0.0038	-0.007
		0.998	0.0003	-0.0001	0.0106	0.0038	-0.016
En chômage	0.9666	0.999	-0.0226*	0.0024*		0.0323	0.236
		0.920	-0.0085	0.0010	1.0474	0.0320	0.247
Ne participant pas à la main- d'oeuvre	0.9057	0.779	0.0673	-0.0061		0.3388	0.018
		-0.149	0.2306*	-0.0232*	12.155	0.3354	0.038
<u>C. Femmes</u>							
Employé	1.0019	1.002	0.0012	-0.0002		0.0170	0.001
		1.022	-0.0012	0.0001	-0.530	0.0170	-0.001
En chômage	0.9777	1.040	-0.0045	-0.0018		0.6002	-0.009
		0.261	0.0942	-0.0154	21.593	0.6001	-0.008
Ne participant pas à la main- d'oeuvre	1.0114	1.005	0.0041	-0.0004		0.0216	0.010
		1.006	0.0040	-0.0004	-0.031	0.0217	0.009

TABLEAU XXXIV

PROPORTION DE CEUX QUI, APPARTENANT A UNE CATEGORIE, Y RESTENT
MOYENNE DES DONNEES BRUTES

		Pourcentage rapporté ultérieurement	Pourcentage enregistré
Employés	Total	96.17	95.94
	Hommes	97.28	96.79
	Femmes	94.08	94.07
En chômage	Total	65.35	62.25
	Hommes	65.85	63.31
	Femmes	63.01	57.80
Ne participant pas à la main-d'oeuvre	Total	96.72	97.32
	Hommes	94.36	95.99
	Femmes	97.59	97.75

TABLEAU XXXV
 MOUVEMENTS D'ENSEMBLE - TOTAL

MODELES COURANTS

Résultats des régressions, utilisant des données désaisonnalisées

Mois courant	Mois précédent	K	t	t ²	ΔE/E	U	R ²
E	E	0.9625	0.0003	-0.00008			0.107
		0.9622	0.0002	-0.00007	0.135*		0.132
		0.9811	-0.0029*	0.00027*		-0.282*	0.202
		0.9804	-0.0029*	0.00027*	0.125*	-0.276*	0.222
U	E	0.0190	-0.0022*	0.00021*			0.682
		0.0191	-0.0021*	0.00021*	-0.027		0.681
		0.0043	0.0004	-0.00005		0.223*	0.812
		0.0045	0.0004	-0.00005	-0.019	0.222*	0.812
N	E	0.0185	0.0019*	-0.00013*			0.427
		0.0187	0.0019*	-0.00014*	-0.108		0.439
		0.0146	0.0026*	-0.00021*		0.059	0.425
		0.0152	0.0025*	-0.00021*	-0.106	0.054	0.436
E	U	0.2825	0.0318*	-0.00375*			0.643
		0.2799	0.0314*	-0.00368*	1.080*		0.661
		0.4255	0.0070	-0.00108		-2.168*	0.702
		0.420	0.0072	-0.00108	1.003*	-2.118*	0.718
U	U	0.6967	-0.0299*	0.00340*			0.556
		0.6990	-0.0295*	0.00332*	-0.961*		0.568
		0.5439	-0.0034	0.00054		2.316*	0.623
		0.5489	-0.0036	0.00054	-0.878*	2.272*	0.633
N	U	0.0209	-0.0019*	0.00045*			0.144
		0.0211	-0.0019*	0.00037*	-0.178		0.139
		0.0306	-0.0036	0.00054		-0.148	0.140
		0.0313	-0.0036	0.00054	-0.124	-0.154	0.136
E	N	0.0220	0.0024*	-0.00018*			0.761
		0.0216	0.0023*	-0.00016*	0.176*		0.787
		0.0187	0.0030*	-0.00018*		0.050	0.761
		0.0177	0.0030*	-0.00018*	0.178*	0.059	0.787
U	N	0.0027	0.0001	0.00003*			0.571
		0.0026	0.0001	0.00004*	0.056*		0.597
		-0.0030	0.0011*	-0.00007*		0.088*	0.620
		-0.0034	0.0011*	-0.00007*	0.059*	0.090*	0.650
N	N	0.9752	-0.0025*	0.00009*			0.790
		0.9758	-0.0024*	0.00007*	-0.232*		0.820
		0.9843	-0.0041*	0.00025*		-0.137	0.797
		0.9857	-0.0041*	0.00025*	0.237*	-0.149*	0.828

* Significatif au niveau .05

TABLEAU XXXVI
 MOUVEMENTS D'ENSEMBLE, PAR SEXE - MODELES COURANTS ^a
 RESULTATS DES REGRESSIONS

Mois courant	Mois précédent	K	t	t ²	ΔE/E	U	\bar{R}^2
<u>A. Hommes</u>							
E	E	0.9858	-0.00138	0.00009	0.1075	-0.2130*	0.330
U	E	0.0066	0.00029	-0.00004	-0.0232	0.2053*	0.778
N	E	0.0076	0.00109	-0.00005	-0.0843	0.0077	0.377
E	U	0.3919	0.01334*	-0.00174*	1.3283*	-1.5442*	0.685
U	U	0.5596	-0.00502	0.00077	-1.3931*	1.9390*	0.637
N	U	0.0485	-0.00833*	0.00097*	0.0649	-0.3950*	0.139
E	N	0.0453	0.00205	-0.00013	0.6652*	-0.0945	0.285
U	N	-0.00017	0.00146*	-0.00008	0.1693*	0.1106*	0.367
N	N	0.9564	-0.00351	0.00021	-0.8345*	-0.0161	0.326

TABLEAU XXXVI (suite)

Mois courant	Mois précédent	K	t	t ²	$\Delta E/E$	U	\bar{R}^2
<u>B. Femmes</u>							
E	E	0.9580	-0.00427*	0.00052*	0.1178*	-0.4022	0.250
U	E	0.0026	-0.00002	-0.00002	-0.0015	0.2206*	0.585
N	E	0.0394	0.00429*	-0.00050*	-0.1163*	0.1817	0.340
E	U	0.3814	0.01462	-0.00224	-0.1273	-1.5520	0.088
U	U	0.6320	-0.01829	0.00286	0.3550	-0.2252	0.056
N	U	-0.0134	0.00367	-0.00062	-0.2277	1.7772	-0.021
E	N	0.0182	0.00159*	-0.00003	0.0426*	-0.0337	0.827
U	N	-0.0019	0.00052*	-0.00004*	0.0050	0.0931*	0.695
N	N	0.9837	-0.00211*	0.00006	-0.0476*	-0.0594	0.862

* Sifnificatif au niveau .05

^a $\Delta E/E$ et U sont utilisés pour les groupes.

TABLEAU XXXVII

MOUVEMENTS D'ENSEMBLE - MODELES DU CHOMAGE DECALES - RESULTATS DES REGRESSIONS

Mois courant	Mois précédent	K	t	t ²	U _{p-1}	\bar{U}_{p-1}	U ₋₁	\bar{U}_{-1}	S/U ₋₁	R ²
<u>A. TOTAL</u>										
E	E	0.976	-0.0020	0.00017	-0.524*	0.406	0.215	-0.210	-0.018	0.234
		0.975	-0.0023*	0.00017	-0.392*			-0.333*	-0.027	0.223
U	E	0.011	-0.0008	0.00007	0.074	-0.121	0.068	0.105	0.000	0.725
		0.012	-0.0008	0.00008	0.089*			0.017	-0.002	0.718
N	E	0.013	0.0028*	-0.00023*	0.450*	-0.284	-0.283	0.106	0.018	0.471
		0.012	0.0031*	-0.00026*	0.303*			-0.352*	0.028*	0.465
E	U	0.463	0.0070	-0.00096	2.370*	-1.355	-5.092*	2.869	-0.272*	0.732
		0.462	0.0080	-0.00104	1.786*			-4.129*	1.010	-0.242*
U	U	0.479	0.0005	0.00005	-3.274*	1.119	5.041*	-0.805	0.199	0.677
		0.477	-0.0002	0.00009	-2.767*			4.297*	0.637	0.186
N	U	0.058	-0.0075*	0.00091*	0.905*	0.216	0.051	-2.063*	0.073	0.257
		0.061	-0.0078*	0.00095*	0.981*			-0.168	-1.647*	0.056
E	N	0.026	0.0029*	-0.00014	0.123	0.360	-0.124	-0.345	-0.013	0.783
		0.033	0.0016*			0.555*		-0.704*		0.777
U	N	0.000	0.0006	-0.00002	-0.060	0.047	0.143*	-0.096	0.002	0.587
		0.001	0.0004*			-0.033		0.059		0.581
N	N	0.974	-0.0035*	0.00016	-0.063	-0.407	-0.018	0.441	0.011	0.802
		0.966	-0.0020*			-0.522*		0.644*		0.798

* Significatif au niveau .05

TABLEAU XXXVII (suite)

MOUVEMENTS D'ENSEMBLE - MODELES DU CHOMAGE DECALES - RESULTATS DES REGRESSIONS

Mois courant	Mois précédent	K	t	t ²	U _{p-1}	\bar{U}_{p-1}	U ₋₁	\bar{U}_{-1}	S/U ₋₁	\bar{R}^2
<u>B. HOMMES</u>										
E	E	0.976 0.979	0.0003 -0.0005*	-0.00007	-0.334* -0.299*	0.309 0.163*	0.048 0.010	0.121	0.001	0.307 0.320
U	E	0.013 0.009	-0.0009 -0.0001	0.00008	0.023 0.011	0.015 0.014	0.135 0.144*	-0.061	0.003	0.692 0.693
N	E	0.011 0.012	0.0006 0.0006*	-0.00001	0.311* 0.289*	-0.324 -0.177*	-0.183 -0.133	0.182	-0.003	0.402 0.415
E	U	0.459 0.459	0.0104 0.0090	-0.00134 -0.00125	1.917 2.295*	1.727	-2.196* -2.698*	-2.331 -0.540	-0.179 -0.211*	0.698 0.698
U	U	0.477 0.477	0.0003 0.0021	0.00017 0.00004	-2.286* -2.796*	-2.333	2.272* 2.950*	3.865 1.446	0.129 0.173	0.655 0.653
N	U	0.064 0.064	-0.0107* -0.0111*	0.00117* 0.00121*	0.369 0.501	0.606	-0.076 -0.252	-1.534* -0.906*	0.049 0.038	0.176 0.177
E	N	0.064 0.059	0.0002 0.0010*	0.00009	0.116	0.671 0.927	-0.256	-0.636 -1.027*	-0.018	0.191 0.214
U	N	0.004 0.004	0.0007 0.0007	0.00000	-0.182	0.275 0.081	0.193	-0.249 -0.032	0.004	0.294 0.300
N	N	0.932 0.937	-0.0009 0.0017*	-0.00009	0.066	-0.946 -1.008	0.063	0.885 1.059	0.014	0.227 0.252
<u>C. FEMMES</u>										
E	E	0.975 0.969	-0.0065* -0.0055	0.00072* 0.00064*	-0.395*	0.331*	0.214	-0.426 -0.491*	0.052 -0.019	0.245 0.214
U	E	0.005 0.006	-0.0040 -0.0004	0.00002 0.00002	0.048	-0.056	0.036	0.167 0.226*	-0.004 -0.010*	0.476 0.475
N	E	0.020 0.025	0.0069* 0.0060*	-0.00074* -0.00067*	0.348*	-0.275	-0.250	0.259 0.264	0.057* 0.017	0.362 0.340
E	U	0.362 0.469	0.0129	-0.00286 -0.00084*	-2.558	1.533	-7.589* -8.445*	15.718* 10.644*	-0.757* -0.607*	0.157 0.155

TABLEAU XXXVII (suite)

MOUVEMENTS D'ENSEMBLE - MODELES DU CHOMAGE DECALES - RESULTATS DES REGRESSIONS

Mois courant	Mois précédent	K	t	t ²	U _{p-1}	\bar{U}_{p-1}	U ₋₁	\bar{U}_{-1}	S/U ₋₁	\bar{R}^2
U	U	0.607	-0.0047	0.00258	1.765	0.542	7.520*	-19.261*	0.827*	0.137
		0.514		0.00108*			8.040*	-12.519*	0.744*	0.132
N	U	0.031	-0.0082	0.00028	0.793	-2.075	0.069	3.542	-0.070	-0.042
		0.017		-0.00024			0.405	1.874	-0.137	-0.024
E	N	0.017	0.0031*	-0.00014*	0.073	0.157*	0.031	-0.432*	-0.002	0.832
		0.017	0.0030*	-0.00013*		0.215*		-0.406*		0.832
U	N	0.000	0.0003	-0.00001	0.012	-0.017	0.054	-0.027	0.003	0.650
		0.000	0.0002	0.00000		-0.010		0.050		0.647
N	N	0.983	-0.0035	0.00015*	-0.086	-0.140	-0.084	0.459*	-0.001	0.859
		0.982	-0.0033*	0.00013		-0.206*		0.355*		0.857

TABLEAU XXXVIII
 COMPOSITION, PAR AGE ET PAR SEXE, DE LA POPULATION,
 DE LA MAIN-D'OEUVRE ET DU CHOMAGE
 EN POURCENTAGE DES TOTAUX

Groupe	Population			Main-d'oeuvre			Chômage		
	1953	1964	1969	1953	1964	1969	1953	1964	1969
Hommes									
14-19	6.3	8.2	8.5	6.2	5.7	5.8	14.6	15.1	14.6
20-24	5.0	4.9	6.0	8.8	7.9	9.0	14.9	13.7	14.5
25-34	10.6	8.9	8.9	19.4	16.3	15.3	21.4	14.5	13.8
35-44	9.6	9.3	8.5	17.7	16.9	15.0	15.2	13.3	11.6
45-54	7.5	7.7	7.4	13.4	13.6	12.7	12.4	12.1	10.0
55-64	5.4	5.4	5.5	8.9	8.6	8.4	7.7	9.8	8.7
65+	5.5	5.1	4.8	3.6	2.6	2.0	2.9	2.3	2.1

TABLEAU XXXVIII (suite)

Groupe	Population			Main-d'oeuvre			Chômage		
	1953	1964	1969	1953	1964	1969	1953	1964	1969
Femmes									
14-19	6.3	7.9	8.1	3.9	4.4	4.5	3.5	6.8	8.4
20-24	5.3	4.9	5.2	4.8	4.8	6.2	2.0	3.6	5.6
25-34	11.2	9.1	9.0	5.1	5.2	6.1	2.5	2.6	3.9
35-44	9.6	9.6	8.5	4.0	5.9	6.0	1.1	2.4	2.7
45-54	7.0	7.7	7.6	2.7	5.1	5.4	1.2	2.0	2.7
55-64	5.2	5.4	5.6	1.3	2.5	3.0	0.1	1.4	1.3
65+	5.4	5.7	5.6	0.4	0.7	0.6	0.2	0.3	0.3

Source: données extraites de l'enquête sur la main-d'oeuvre.

TABLEAU IXL
 EFFETS DE LA MODIFICATION DE LA POPULATION ET DE LA MAIN-D'OEUVRE,
 D'APRES LA CLASSIFICATION PAR AGE ET PAR SEXE,
 NORMALISEES AUX VALEURS DE 1969.
 MOYENNES ANNUELLES

	Désaisonnalisé			Mois de l'emploi et de la main-d'oeuvre minima			Mois du chômage minimum		
	Original	Main- d'oeuvre normalisée	Popula- tion nor- malisée	Original	Main- d'oeuvre normalisée	Popula- tion nor- malisée	Original	Main- d'oeuvre normalisée	Popula- tion nor- malisée
1953	3.0	2.8	3.1	5.4	5.0	5.6	1.2	1.1	1.2
1954	4.6	4.3	4.8	7.1	6.6	7.4	2.5	2.4	2.7
1955	4.4	4.2	4.6	6.9	6.4	7.1	2.4	2.3	2.5
1956	3.4	3.3	3.6	5.7	5.4	5.9	1.6	1.6	1.7
1957	4.6	4.4	4.8	7.0	6.7	7.3	2.7	2.6	2.8
1958	7.1	6.8	7.3	9.7	9.3	10.1	4.8	4.6	5.0
1959	6.0	5.8	6.2	8.5	8.1	8.7	3.9	3.7	4.0
1960	6.9	6.8	7.2	9.5	9.2	9.8	4.7	4.6	4.9
1961	7.1	7.0	7.4	9.7	9.5	9.9	4.9	4.8	5.1
1962	5.9	5.8	6.1	8.1	8.0	8.3	3.9	3.9	4.0
1963	5.5	5.5	5.7	7.6	7.5	7.8	3.6	3.6	3.7
1964	4.6	4.7	4.8	6.6	6.5	6.7	2.9	2.9	3.0
1965	3.9	3.9	4.0	5.7	5.6	5.7	2.3	2.3	2.3
1966	3.6	3.6	3.6	5.2	5.2	5.2	2.1	2.1	2.1
1967	4.1	4.1	4.1	5.8	5.7	5.8	2.5	2.5	2.5
1968	4.8	4.8	4.8	6.5	6.5	6.6	3.1	3.1	3.1
1969	4.7	4.7	4.7	6.3	6.3	6.3	3.1	3.1	3.1

TABLEAU XL

TAUX DE CHOMAGE NORMALISES, FONDES SUR UN TAUX DE CHOMAGE
CONSTANT POUR LES HOMMES AGES DE 25 à 44 ANS

D'APRES LA DECOMPOSITION PAR AGE ET PAR SEXE DE LA MAIN-D'OEUVRE

A. En utilisant un taux de chômage constant pendant les mois
où l'emploi et la main-d'oeuvre atteignent leur minimum

(en pourcentage)

Normalisé au taux de	4		5		6		7		8	
	M.M.	S.A. ¹	M.M.	S.A.	M.M.	S.A.	M.M.	S.A.	M.M.	S.A.
1953	3.99	1.71	4.95	2.52	5.91	3.34	6.87	4.17	7.83	5.00
1954	3.95	1.74	4.90	2.55	5.86	3.37	6.81	4.18	7.76	5.01
1955	3.93	1.79	4.87	2.59	5.82	3.40	6.76	4.21	7.71	5.02
1956	3.91	1.84	4.85	2.64	5.79	3.44	6.73	4.24	7.66	5.05
1957	3.91	1.91	4.84	2.70	5.78	3.50	6.71	4.30	7.64	5.10
1958	3.90	1.96	4.82	2.75	5.75	3.54	6.68	4.33	7.60	5.13
1959	3.89	2.03	4.81	2.81	5.74	3.60	6.66	4.39	7.58	5.18
1960	3.89	2.09	4.81	2.87	5.72	3.65	6.64	4.44	7.55	5.23
1961	3.90	2.17	4.81	2.95	5.72	3.72	6.63	4.50	7.54	5.29
1962	3.92	2.26	4.83	3.03	5.73	3.81	6.64	4.58	7.55	5.37
1963	3.95	2.36	4.85	3.13	5.76	3.90	6.66	4.67	7.57	5.45
1964	3.98	2.46	4.89	3.22	5.79	3.99	6.69	4.77	7.60	5.55
1965	4.02	2.56	4.92	3.32	5.82	4.09	6.73	4.86	7.63	5.64
1966	4.06	2.66	4.96	3.42	5.86	4.19	6.76	4.96	7.67	5.74
1967	4.10	2.76	5.00	3.52	5.90	4.29	6.80	5.06	7.70	5.83
1968	4.14	2.87	5.04	3.63	5.94	4.39	6.84	5.16	7.74	5.93
1969	4.19	2.98	5.08	3.74	5.98	4.50	6.88	5.27	7.78	6.04
1970	4.25	3.11	5.14	3.86	6.04	4.62	6.93	5.37	7.83	6.15

¹ Désaisonné

TABLEAU XL (suite)

B. En utilisant un taux de chômage constant désaisonnalisé

(en pourcentage)

Normalisé au taux de	2		3		4		5		6	
	M.M.	S.A.								
1953	5.15	2.70	6.26	3.64	7.36	4.60	8.47	5.55	9.57	6.51
1954	5.02	2.65	6.12	3.59	7.22	4.53	8.31	5.48	9.40	6.43
1955	4.90	2.61	5.99	3.55	7.08	4.48	8.17	5.42	9.25	6.36
1956	4.79	2.59	5.88	3.51	6.96	4.44	8.04	5.38	9.11	6.31
1957	4.70	2.58	5.78	3.50	6.86	4.42	7.93	5.35	9.01	6.28
1958	4.60	2.55	5.67	3.47	6.74	4.39	7.81	5.31	8.87	6.23
1959	4.50	2.54	5.57	3.45	6.64	4.37	7.70	5.28	8.76	6.20
1960	4.41	2.53	5.47	3.44	6.53	4.35	7.59	5.26	8.64	6.17
1961	4.33	2.54	5.39	3.44	6.44	4.34	7.49	5.25	8.54	6.15
1962	4.26	2.55	5.32	3.45	6.37	4.35	7.41	5.25	8.46	6.15
1963	4.21	2.58	5.26	3.47	6.31	4.37	7.35	5.27	8.40	6.17
1964	4.16	2.60	5.21	3.50	6.26	4.39	7.30	5.29	8.34	6.19
1965	4.11	2.63	5.16	3.53	6.21	4.42	7.25	5.32	8.30	6.22
1966	4.07	2.67	5.12	3.56	6.17	4.45	7.21	5.35	8.26	6.25
1967	4.03	2.71	5.08	3.60	6.13	4.49	7.17	5.38	8.22	6.28
1968	4.00	2.75	5.05	3.63	6.09	4.52	7.14	5.42	8.18	6.31
1969	3.97	2.79	5.02	3.68	6.06	4.57	7.10	5.46	8.14	6.35
1970	3.95	2.86	5.00	3.74	6.04	4.62	7.08	5.51	8.12	6.40

TABLEAU XLI
STRUCTURE DU CHOMAGE, D'APRES UN TAUX DE CHOMAGE CONSTANT
POUR LES HOMMES AGES DE 25 à 44 ANS
VALEURS DE 1970

A. Normalisé au mois où l'emploi et la main-d'oeuvre atteignent leur minimum

Normalisé au taux de	4%	5%	6%	7%	8%
Groupe					
<u>Hommes, 14 - 24 ans</u>					
Mois du chômage minimum	8.02	9.94	11.85	13.77	15.69
Chômage désaisonnalisé	5.98	7.48	8.99	10.53	12.07
Tendance de S.A. (% de p.a.) ¹	11.99	9.51	7.85	6.66	5.77
Accélération de S.A. (% de p.a.)	8.43	6.75	5.62	4.81	4.20
<u>Femmes, 14 - 24 ans</u>					
Mois du chômage minimum	4.84	5.50	6.17	6.84	7.50
Chômage désaisonnalisé	5.10	5.71	6.32	6.93	7.54
Tendance de S.A. (% de p.a.)	8.48	7.46	6.65	5.98	5.41
Accélération de S.A. (% de p.a.)	0.53	0.56	0.57	0.57	0.56
<u>Total, 14 - 24 ans</u>					
Mois du chômage minimum	6.64	8.02	9.39	10.77	12.15
Chômage désaisonnalisé	5.60	6.73	7.86	9.00	10.15
Tendance de S.A. (% de p.a.)	10.76	8.94	7.65	6.68	5.92
Accélération de S.A. (% de p.a.)	5.56	4.87	4.30	3.87	3.52
<u>Hommes, 25+ ans</u>					
Mois du chômage minimum	4.03	4.96	5.89	6.83	7.76
Chômage désaisonnalisé	2.32	3.12	3.91	4.71	5.51
Tendance de S.A. (% de p.a.)	0.88	0.66	0.53	0.45	0.38
Accélération de S.A. (% de p.a.)	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00
<u>Femmes, 25+ ans</u>					
Mois du chômage minimum	2.03	2.28	2.53	2.77	3.02
Chômage désaisonnalisé	1.97	2.20	2.42	2.65	2.87
Tendance de S.A. (% de p.a.)	8.15	7.40	6.78	6.27	5.85
Accélération de S.A. (% de p.a.)	0.12	0.17	0.20	0.22	0.23
<u>Total, 25+ ans</u>					
Mois du chômage minimum	3.46	4.20	4.93	5.67	6.40
Chômage désaisonnalisé	2.22	2.85	3.48	4.11	4.74
Tendance de S.A. (% de p.a.)	2.59	1.91	1.48	1.18	0.96
Accélération de S.A. (% de p.a.)	0.20	0.18	0.16	0.14	0.13
<u>Total</u>					
Mois du chômage minimum	4.25	5.14	6.04	6.93	7.83
Chômage désaisonnalisé	3.11	3.86	4.62	5.39	6.15
Tendance de S.A. (% de p.a.)	7.29	7.51	4.92	4.24	3.72
Accélération de S.A. (% de p.a.)	3.25	2.74	2.39	2.13	1.93

¹ S.A. est l'ajustement pour tenir compte des facteurs saisonniers et (% de p.a.) est le pourcentage du pour cent par année.

TABLEAU XLI (suite)

B. Normalisé au taux de chômage désaisonnalisé

Normalisé au taux de	2%	3%	4%	5%	6%
<u>Groupe</u>					
<u>Hommes, 14 - 24 ans</u>					
Chômage désaisonnalisé	5.47	7.23	8.99	10.77	12.57
Tendance de S.A. (% de p.a.)	10.48	7.89	6.30	5.23	4.45
Accélération de S.A. (% de p.a.)	9.18	6.96	5.61	4.69	4.02
<u>Femmes, 14 - 24 ans</u>					
Chômage désaisonnalisé	4.90	5.61	6.32	7.03	7.74
Tendance de S.A. (% de p.a.)	7.66	6.58	5.74	5.08	4.54
Accélération de S.A. (% de p.a.)	0.70	0.69	0.67	0.64	0.62
<u>Total, 14 - 24 ans</u>					
Chômage désaisonnalisé	5.23	6.54	7.86	9.19	10.53
Tendance de S.A. (% de p.a.)	9.46	7.57	6.31	5.41	4.74
Accélération de S.A. (% de p.a.)	6.08	5.04	4.33	3.83	3.44
<u>Hommes, 25 ans</u>					
Chômage désaisonnalisé	2.06	2.98	3.91	4.86	5.76
Tendance de S.A. (% de p.a.)	-2.42	-1.64	-1.23	-0.97	-0.80
Accélération de S.A. (% de p.a.)	-0.12	-0.07	-0.04	-0.03	-0.02
<u>Femmes, 25 ans</u>					
Chômage désaisonnalisé	1.90	2.16	2.43	2.69	2.95
Tendance de S.A. (% de p.a.)	7.29	6.52	5.92	5.43	5.04
Accélération de S.A. (% de p.a.)	0.24	0.26	0.28	0.28	0.28
<u>Total, 25 ans</u>					
Chômage désaisonnalisé	2.01	2.75	3.48	4.21	4.95
Tendance de S.A. (% de p.a.)	0.08	-0.04	-0.10	-0.15	-0.18
Accélération de S.A. (% de p.a.)	0.25	0.20	0.16	0.14	0.13
<u>Total</u>					
Chômage désaisonnalisé	2.86	3.74	4.62	5.51	6.40
Tendance de S.A. (% de p.a.)	5.43	4.19	3.43	2.91	2.53
Accélération de S.A. (% de p.a.)	3.55	2.84	2.40	2.10	1.88

TABLEAU XLII

TAUX DE CHOMAGE DESAISONNALISE SIMULE

Année	HOMMES				FEMMES			
	Taux réel	Taux simulé	Simulé avec chômage réel	Chômage "camouflé"	Taux réel	Taux simulé	Simulé avec chômage réel	Chômage "camouflé"
1953	3.4	3.3	3.4	0.0	1.6	1.9	0.7	0.2
1954	5.1	5.0	5.8	-0.1	2.6	2.5	3.7	-0.2
1955	4.9	4.8	5.3	0.1	2.6	2.4	4.9	0.1
1956	3.9	3.9	3.9	0.0	1.9	2.0	2.9	0.2
1957	5.4	5.3	5.1	0.0	2.3	2.4	2.8	-0.1
1958	8.1	8.0	8.2	-0.1	3.6	3.5	5.5	-0.5
1959	6.9	6.9	7.1	0.1	3.0	3.2	5.4	-0.2
1960	8.1	8.1	8.4	-0.1	3.6	3.5	4.7	-0.4

TABLEAU XLII (suite)

1961	8.4	8.5	9.0	0.0	3.7	3.9	4.6	-0.5
1962	6.8	6.7	7.6	0.1	3.3	3.3	5.0	0.1
1963	6.4	6.3	7.2	0.0	3.3	3.2	6.0	-0.1
1964	5.3	5.3	5.9	0.1	3.0	2.9	5.1	0.1
1965	4.4	4.5	4.8	0.0	2.7	2.8	4.6	0.2
1966	4.0	4.1	4.1	0.0	2.6	2.7	2.7	0.2
1967	4.6	4.9	4.8	-0.1	3.0	3.1	2.8	-0.1
1968	5.5	5.7	5.9	-0.1	3.4	3.6	4.1	-0.2
1969	5.2	5.3	5.5	0.0	3.6	3.7	4.1	0.0
1970	6.8	6.7	7.2	-0.1	4.5	4.3	6.7	-0.2

TABLEAU XLII (suite)

Année	14 - 24 ans				25 ans et plus				Total			
	Taux réel	Taux simulé	Simulé avec chômage réel	Chômage "camouflé"	Taux réel	Taux simulé	Simulé avec chômage réel	Chômage "camouflé"	Taux réel	Taux simulé	Simulé avec chômage réel	Chômage "camouflé"
1953	4.6	5.0	6.1	0.0	2.5	2.4	1.8	-0.1	3.0	3.0	2.8	0.0
1954	6.9	7.1	8.8	-0.2	3.9	3.7	4.2	-0.1	4.6	4.5	5.3	-0.1
1955	6.6	6.7	8.5	0.1	3.7	3.5	4.2	0.0	4.4	4.2	5.2	0.1
1956	5.3	5.5	5.9	0.2	2.9	2.8	3.0	0.0	3.4	3.4	3.6	0.1
1957	7.3	7.3	8.5	-0.3	3.9	3.9	3.4	0.0	4.6	4.6	4.6	-0.2
1958	11.0	10.8	12.9	-0.5	5.9	5.8	6.0	-0.1	7.1	6.9	7.6	-0.3
1959	9.4	9.3	11.8	-0.1	5.0	5.0	5.2	0.0	6.0	5.9	6.7	0.0
1960	11.0	10.8	12.8	-0.6	5.8	5.8	5.8	0.0	6.9	6.9	7.4	-0.2
1961	10.8	11.5	13.4	-0.4	6.1	6.1	6.2	0.0	7.1	7.3	7.8	-0.1
1962	9.3	9.2	12.5	0.0	4.9	4.8	5.3	0.1	5.9	5.8	6.9	0.1
1963	9.2	8.7	12.7	0.0	4.5	4.4	5.1	0.0	5.5	5.4	6.8	0.0
1964	7.9	7.5	11.2	0.3	3.7	3.7	4.0	0.0	4.6	4.6	5.7	0.1
1965	6.5	6.6	8.9	0.3	3.1	3.2	3.4	0.0	3.9	4.0	4.7	0.1
1966	5.9	6.1	6.7	0.2	2.8	2.9	2.7	0.0	3.6	3.7	3.7	0.1
1967	6.9	7.2	7.6	-0.2	3.2	3.4	3.0	0.0	4.1	4.3	4.2	-0.1
1968	8.2	8.3	9.4	-0.3	3.7	3.9	3.9	0.0	4.8	5.1	5.3	-0.1
1969	7.9	8.0	9.3	0.1	3.6	3.7	3.6	0.0	4.7	4.8	5.1	0.0
1970	10.5	10.1	13.5	-0.3	4.5	4.5	4.7	-0.1	6.0	5.9	7.0	-0.1

TABLEAU XLIII
COMPOSITION, PAR REGION ET PAR SEXE,
DE LA POPULATION, DE LA MAIN-D'OEUVRE ET DU CHOMAGE

Groupe	Population			Main-d'oeuvre			Chômage		
	1953	1964	1969	1953	1964	1969	1953	1964	1969
<u>Hommes</u>									
Atlantique	10.5	9.8	9.3	9.7	8.8	8.1	18.5	16.1	14.1
Québec	27.6	28.7	28.6	28.1	28.7	28.5	34.8	39.8	42.8
Ontario	34.4	35.0	35.6	35.4	35.9	36.5	25.8	23.8	23.3
Prairies	18.6	17.4	16.5	18.5	17.5	16.7	10.7	11.3	9.6
Colombie- Britannique	8.9	9.3	10.1	8.3	9.1	10.2	11.0	9.0	10.3

TABLEAU XLIII (suite)

Groupe	Population			Main-d'oeuvre			Chômage		
	1953	1964	1969	1953	1964	1969	1953	1964	1969
<u>Femmes</u>									
Atlantique	10.7	9.8	9.3	8.1	7.7	7.7	7.9	7.0	9.0
Québec	28.3	29.1	28.8	29.8	26.8	27.2	43.2	30.2	37.3
Ontario	35.0	35.3	35.9	38.7	39.4	38.4	27.5	34.0	29.9
Prairies	17.4	16.6	16.0	15.0	16.7	16.3	10.9	11.7	11.2
Colombie- Britannique	8.6	9.3	10.1	8.4	9.5	10.4	10.5	17.1	12.6

TABLEAU XLIV
 EFFETS D'UNE MODIFICATION DE LA POPULATION
 ET DE LA MAIN-D'OEUVRE, D'APRES LA
 CLASSIFICATION PAR REGION ET PAR SEXE,
 NORMALISEES AUX VALEURS DE 1969

	Désaisonné			Mois de l'emploi et de la main-d'oeuvre minima			Mois du chômage minimum		
	Original	Main-d'oeuvre normalisée	Population normalisée	Original	Main-d'oeuvre normalisée	Population normalisée	Original	Main-d'oeuvre normalisée	Population normalisée
1953	3.0	2.8	3.0	6.0	5.6	6.0	1.4	1.4	1.4
1954	4.6	4.3	4.6	7.7	7.2	7.7	2.8	2.8	2.9
1955	4.4	4.1	4.4	7.4	6.9	7.4	2.7	2.6	2.7
1956	3.4	3.2	3.4	6.2	5.8	6.2	1.8	1.8	1.8
1957	4.6	4.4	4.6	7.5	7.0	7.5	2.9	2.9	2.9
1958	7.1	6.7	7.0	10.2	9.6	10.2	5.2	5.0	5.2
1959	6.0	5.7	6.0	8.9	8.4	8.9	4.2	4.1	4.2
1960	6.9	6.7	7.0	9.9	9.5	9.9	5.2	5.1	5.2
1961	7.1	6.9	7.2	10.0	9.6	10.0	5.3	5.3	5.4
1962	5.9	5.7	5.9	8.5	8.2	8.5	4.2	4.2	4.2
1963	5.5	5.4	5.5	8.0	7.7	7.9	3.9	3.9	3.9
1964	4.6	4.6	4.7	6.9	6.7	6.8	3.2	3.2	3.2

TABLEAU XLIV (suite)
 EFFETS D'UNE MODIFICATION DE LA POPULATION
 ET DE LA MAIN-D'OEUVRE, D'APRES LA
 CLASSIFICATION PAR REGION ET PAR SEXE,
 NORMALISEES AUX VALEURS DE 1969

	Désaisonnalisé			Mois de l'emploi et de la main-d'oeuvre minima			Mois du chômage minimum		
	Original	Main-d'oeuvre normalisée	Population normalisée	Original	Main-d'oeuvre normalisée	Population normalisée	Original	Main-d'oeuvre normalisée	Population normalisée
1965	3.9	3.8	3.9	5.9	5.7	5.9	2.5	2.5	2.5
1966	3.6	3.5	3.6	5.4	5.3	5.4	2.2	2.2	2.2
1967	4.1	4.1	4.1	5.8	5.8	5.8	2.7	2.7	2.7
1968	4.8	4.8	4.8	6.6	6.6	6.6	3.4	3.4	3.4
1969	4.7	4.7	4.7	6.3	6.3	6.3	3.3	3.3	3.3

TABLEAU XLV

RELATION ENTRE EMBAUCHAGES ET PLACEMENTS

Proportion moyenne des embauchages par rapport
aux placements et corrélations entre les deux

Août 1953 - août 1966

Secteur	<u>Données désaisonnalisées</u>		<u>Données ajustées au mois du minimum</u>	
	Moyenne	Corrélation	Moyenne	Corrélation
Agriculture	0.13	0.38	0.59	0.19
Forêts	8.32	0.55	4.28	0.80
Industrie minière	6.60	0.68	5.97	0.75
Industrie manufacturière	4.01	0.85	4.24	0.86
Bâtiments et travaux publics	3.64	0.59	3.29	0.78
Transports, communications et services publics	4.99	0.45	5.81	0.77
Commerce	3.63	0.69	3.53	0.82
Finance, assurance et affaires immobilières	5.26	0.86	5.00	0.91
Services	2.55	0.63	2.28	0.78
Agrégat industriel	3.88	0.71	3.61	0.87
Toutes les industries couvertes	3.21	0.68	3.18	0.78

TABLEAU XLVI

REGRESSIONS POUR LA PROPORTION DES EMBAUCHAGES PAR
RAPPORT AUX PLACEMENTS, AOUT 1953 - AOUT 1966

A. Données désaisonnalisées

Secteur	Constante	t	t ²	U	US	\bar{R}^2	S.E.E.
Agriculture	0.154**	0.0102**	-0.0004			0.602	0.036
	0.132**	0.0112**	-0.0001	0.359		0.602	0.036
	0.148**	0.0102**	-0.0003		0.302	0.600	0.036
Forêts	7.881**	-0.2380**	0.0004			0.121	2.335
	7.591**	-0.2256**	0.0041	4.745		0.116	2.343
	6.862**	-0.2012**	0.0147		3.776	0.122	2.334
Industrie minière	6.745**	-0.0049	-0.0085			0.009	1.005
	8.155**	0.0650*	-0.0266**	-23.138		0.045	0.986
	7.499**	-0.0521	-0.0219**		-9.848**	0.044	0.987
Industrie manufacturière	3.883**	-0.0562**	0.0016			0.259	0.392
	3.107**	-0.0231	0.0115**	12.732**		0.318	0.376
	3.119**	-0.0127	0.0116**		13.429**	0.367	0.362

TABLEAU XLVI (suite)

Bâtiments et travaux publics	3.781**	0.0253	-0.0055*			0.123	0.474
	2.588**	0.0762**	0.0098**	19.571**		0.240	0.441
	2.945**	0.0698**	0.0055		4.876**	0.204	0.451
Transports, communications et services publics	5.143**	0.0382	-0.0048			0.035	0.989
	3.085**	0.1259**	0.0216	33.763**		0.121	0.944
	4.094**	0.0819**	0.0079		17.730**	0.060	0.976
Commerce	3.473**	0.0109	0.0102**			0.143	0.390
	3.369**	0.0153	0.0116**	1.696		0.139	0.391
	4.046**	0.0659**	0.0076**		-20.000**	0.476	0.305
Finance, assurances et affaires immobilières	5.204**	0.0820**	0.0119**			0.032	0.979
	4.643**	0.1060**	0.0191**	9.214		0.033	0.979
	4.713**	0.0917**	0.0174**		30.217	0.042	0.974
Services	2.574**	0.1373**	0.0130**			0.543	0.345
	2.976**	0.1202**	0.0079**	-6.588**		0.554	0.341
Agrégat industriel	3.805**	0.0072	0.0046**			0.029	0.393
	3.465	0.0273	0.0090**	5.741		0.039	0.391
Toutes les industries couvertes	3.077**	-0.0134	0.0050**			0.168	0.336
	3.124**	-0.0163	0.0043	-0.802		0.163	0.337

TABLEAU XLVI (suite)

B. Données ajustées au mois du minimum

Secteur	Constante	t	t ²	U	US	R ²	S.E.E.
Agriculture	0.064**	0.0909**	0.0052			0.268	0.455
	0.890**	0.0811**	0.0028	-2.672		0.266	0.455
	11.415***	3.0171	0.1983***		17.018***	0.349	0.429
Forêts	4.049**	-0.0236	0.0105			0.019	1.527
	4.645**	-0.0496	0.0041	-7.077		0.014	1.530
	3.610	-0.5058	-0.0193		-3.909***	0.068	1.488
Industrie minière	6.269**	0.0331	-0.0138*			0.067	1.252
	7.422**	-0.0172	-0.0262**	-13.686		0.073	1.247
	-13.807*	-6.2507***	-0.4600***		-12.214***	0.122	1.214
Industrie manufacturière	4.103**	-0.0719**	0.0806			0.190	0.549
	2.892**	-0.0190	0.131**	14.373**		0.246	0.530
	5.949*	0.8842	0.0805		6.445**	0.217	0.540
Bâtiments et travaux publics	3.298**	0.0371	0.0033			0.007	0.728
	2.644**	0.0656**	0.0103	7.765		0.013	0.726
	16.732***	3.985***	0.2650***		4.590***	0.243	0.636

TABLEAU XLVI (suite)

Transports, communications et services publics	5.924** 3.001** -63.078	-0.0209 0.1067* -4.6459*	-0.0088 0.0226* -0.3156*	34.690**	60.036	-0.006 0.050 0.005	1.455 1.414 1.447
Commerce	3.327** 3.282** -42.524	-0.0050 -0.0030 1.8712**	0.0110** 0.0115** 0.1396***	0.534	53.553	0.183 0.178 0.192	0.457 0.458 0.454
Finance, assurance et affaires immobilières	4.979** 4.320** 5.688	0.0723** 0.1012** 0.1065	0.0088 0.0159* -0.0052	7.825	-0.012***	0.024 0.024 0.071	0.979 0.979 0.955
Services	2.296** 2.970**	0.1264** 0.0970**	0.0124** 0.0052	-7.997**		0.347 0.364	0.468 0.462
Agrégat industriel	3.537** 3.381**	0.0191 0.0281	0.0060** 0.0078*	1.899		0.025 0.021	0.440 0.441
Toutes les industries couvertes	3.079** 3.028**	0.0053 0.0082	0.0056* 0.0061	0.620		0.036 0.030	0.483 0.485

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

U - Proportion du chômage

US - Proportion du chômage dans le secteur

TABLEAU XLVII

ACCORD ENTRE LES SERIES DE L'EMPLOI

COEFFICIENTS DE CORRELATION, EN UTILISANT LES DONNEES
MENSUELLES POUR LA PERIODE 1953 - 1966

A. Données désaisonnalisées

Secteur	Corrélations			Corrélations ₂ partielles avec t et t ² constants		
	EA-EL	EA-ER	EL-ER	EA-EL	EA-ER	EL-ER
Agriculture	-0.812	NA	NA	0.084	NA	NA
Forêts	0.774	0.937	0.818	0.869	0.926	0.815
Industrie minière	0.577	0.738	0.642	0.776	0.845	0.822
Industrie manufacturière	0.935	0.984	0.932	0.834	0.944	0.755
Bâtiments et travaux publics	0.912	0.266	0.032	0.903	0.538	0.435
Transports, communications et services publics	0.583	0.938	0.765	-0.091	0.919	-0.022
Commerce	0.972	0.941	0.939	-0.088	0.255	0.071
Finance, assurance et affaires immobilières	0.987	0.990	0.976	0.382	-0.021	-0.206
Services	0.993	0.996	0.188	0.813	0.792	0.874
Agrégat industriel	0.978	0.988	0.973	0.921	0.912	0.901
Toutes les industries couvertes	0.978	0.988	0.973	0.921	0.912	0.901

TABLEAU XLVII (suite)

B. Données ajustées au mois du minimum

	EA-EL	EA-ER	EL-ER	EA-EL	EA-ER	EL-ER
Agriculture	-0.157	NA	NA	0.244	NA	NA
Forêts	0.828	0.956	0.795	0.874	0.969	0.838
Industrie minière	0.544	0.708	0.597	0.704	0.856	0.740
Industrie manufacturière	0.936	0.974	0.924	0.882	0.935	0.796
Bâtiments et travaux publics	0.959	0.621	0.506	0.964	0.845	0.821
Transports, communications et services publics	0.205	0.271	0.797	0.310	0.444	0.367
Commerce	0.969	0.936	0.935	0.421	0.518	0.421
Finance, assurance et affaires immobilières	0.985	0.989	0.972	0.409	0.045	-0.188
Services	0.989	0.993	0.257	0.797	0.810	0.812
Agrégat industriel	0.978	0.992	0.979	0.872	0.959	0.931
Toutes les industries couvertes	0.977	0.992	0.969	0.862	0.959	0.859

TABLEAU XLVIII

CORRELATIONS ENTRE LES TAUX DE VARIATION
MENSUELS DES SERIES DE L'EMPLOI, 1953 - 1966

A. Données désaisonnalisées

Secteur	Corrélations			Corrélations partielles		
	EA-EL	EA-ER	EL-ER	EA-EL	EA-ER	EL-ER
Agriculture	0.061	NA	NA	0.059	NA	NA
Forêts	0.314	0.541	0.168	0.312	0.538	0.165
Industrie minière	0.091	0.058	0.042	0.070	0.039	0.032
Industrie manufacturière	0.237	0.365	0.155	0.218	0.327	0.140
Bâtiments et travaux publics	0.331	0.236	0.095	0.323	0.221	0.087
Transports, communications et services publics	0.032	0.537	0.405	0.036	0.537	0.411
Commerce	-0.070	0.039	-0.014	-0.071	0.028	-0.015
Finance, assurance et affaires immobilières	-0.047	0.049	0.111	-0.046	0.048	0.111
Services	0.070	0.188	0.062	0.011	0.174	0.096
Agrégat industriel	0.318	0.227	0.205	0.295	0.206	0.193
Toutes les industries couvertes	0.341	0.227	0.169	0.319	0.207	0.157

TABLEAU XLVIII (suite)

B. Données ajustées au mois du minimum

	EA-EL	EA-ER	EL-ER	EA-EL	EA-ER	EL-ER
Agriculture	0.214	NA	NA	0.217	NA	NA
Forêts	0.841	0.953	0.805	0.842	0.953	0.806
Industrie minière	0.138	0.450	0.035	0.126	0.446	0.025
Industrie manufacturière	0.683	0.610	0.409	0.678	0.602	0.401
Bâtiments et travaux publics	0.925	0.899	0.858	0.925	0.899	0.858
Transports, communications et services publics	0.279	0.238	0.499	0.280	0.238	0.502
Commerce	0.528	0.612	0.310	0.529	0.612	0.309
Finance, assurance et affaires immobilières	0.132	0.051	0.056	0.131	0.051	0.057
Services	0.166	0.701	0.147	0.164	0.512	0.512
Agrégat industriel	0.862	0.770	0.698	0.875	0.769	0.769
Toutes les industries couvertes	0.869	0.782	0.669	0.868	0.800	0.667

TABLEAU IL
CORRELATIONS ENTRE LES TAUX DE VARIATION
TRIMESTRIELS DES SERIES DE L'EMPLOI, 1953 - 1966

A. Données désaisonnalisées

Secteur	Corrélations			Corrélations partielles		
	EA-EL	EA-ER	EL-ER	EA-EL	EA-ER	EL-ER
Agriculture	0.512	NA	NA	-0.525	NA	NA
Forêts	0.682	0.869	0.486	0.690	0.867	0.474
Industrie	0.338	0.430	0.243	0.266	0.321	0.169
Industrie manufacturière	0.593	0.860	0.554	0.574	0.837	0.533
Bâtiments et travaux publics	0.607	0.363	0.174	0.582	0.295	0.125
Transports, communications et services publics	-0.033	0.873	0.127	-0.019	0.876	0.132
Commerce	0.009	0.010	0.272	0.002	-0.066	0.268
Finance, assurance et affaires immobilières	0.028	0.205	0.052	0.019	0.219	0.058
Services	0.094	0.370	0.147	0.191	0.278	0.333
Agrégat industriel	0.754	0.730	0.668	0.719	0.688	0.640
Toutes les industries couvertes	0.221	0.373	0.070	0.192	0.348	0.041

TABLEAU IL (suite)

B. Données ajustées au mois du minimum

Secteur	EA-EL	EA-ER	EL-ER	EA-EL	EA-ER	EL-ER
Agriculture	0.147	NA	NA	0.149	NA	NA
Forêts	0.899	0.984	0.858	9.904	0.985	0.863
Industrie minière	0.336	0.826	0.294	0.312	0.821	9.260
Industrie manufacturière	0.893	0.896	0.817	0.893	0.897	0.821
Bâtiments et travaux publics	0.965	0.973	0.968	0.965	0.974	0.970
Transports, communications et services publics	0.513	0.517	0.725	0.522	0.520	0.730
Commerce	0.731	0.848	0.621	0.730	0.848	0.620
Finance, assurance et affaires immobilières	0.187	0.203	0.073	0.185	0.207	0.080
Services	0.150	0.837	0.111	0.142	0.836	0.102
Agrégat industriel	0.960	0.957	0.969	0.971	0.971	0.970
Toutes les industries couvertes	0.544	0.338	0.706	0.537	0.328	0.698

TABLEAU L

POSTES VACANTS DISPONIBLES ET CHOMAGE

RESULTATS DES REGRESSIONS POUR LOG V/L SUR LOG U, UTILISANT LES
DONNEES MENSUELLES POUR LA PERIODE DE AOUT 1965 A NOVEMBRE 1970

A. Données désaisonnalisées

Secteur	K	t	t ²	Log U	Log US	R ²	S.E.E.
Agriculture	0.9632*** 2.6499***	0.0233*** 0.0243***	-0.0109*** -0.0089***	-0.6594***	-0.593**	0.518 0.355	0.244 0.282
Forêts	-0.3839 2.5342***	-0.0395 -0.0362***	-0.0073*** -0.0080***	1.4200***	-0.8528***	0.671 0.495	0.271 0.336
Industrie minière	1.3089*** 2.4777***	0.0234*** 0.0202***	-0.0020*** -0.0012**	-0.6363***	-0.2469	0.612 0.401	0.145 0.180
Industrie manufacturière	0.4759*** 0.8690***	0.0109*** 0.0059***	-0.0053*** -0.0034	-0.8730***	-0.7148***	0.794 0.801	0.104 0.103
Bâtiments et travaux publics	0.9787*** 2.1583***	-0.0300*** -0.0392***	-0.0045*** -0.0037***	-0.8456***	-0.6776***	0.822 0.754	0.117 0.137
Transports, communications et services publics	0.9616*** 0.9961***	-0.0131*** -0.0165***	-0.0054*** -0.0057***	-0.5897***	-0.5746***	0.333 0.329	0.238 0.239
Commerce	1.0742*** 1.1581***	-0.0043*** -0.0005	-0.0041*** -0.0033***	-0.6647***	-0.5511***	0.701 0.586	0.102 0.120
Finance, assurance et affaires immobilières	1.1439*** 2.4627***	-0.0153*** -0.0153***	-0.0013*** -0.0010***	-0.5480***	-0.0644***	0.698 0.245	0.097 0.153
Services ^a	1.7704*** 2.2666***	-0.1178** -0.0778	0.0016 -0.0031	-0.5537***	-0.3003***	0.918 0.903	0.075 0.081
Agrégat industriel	0.7171*** 1.0230***	-0.0127*** -0.0149***	-0.0045*** -0.0042***	-0.8054***	-0.7343***	0.822 0.825	0.089 0.088
Toutes les industries couvertes	0.7526***	-0.0082***	-0.0053***	-0.7853***		0.813	0.089

^a Estimation à partir d'avril 1965

*Significatif au niveau .10

**Significatif au niveau .05

***Significatif au niveau .01

TABLEAU L

B. Données du mois du minimum

Secteur	K	t	t ²	Log U	Log US	R ⁻²	S.E.E.
Agriculture	-1.3287	-0.0008	-0.0071**	-0.6733*		0.013	0.100
	-6.8268***	0.1386***	-0.0205***		-2.0475***	0.538	0.686
Forêts	-2.2948***	-0.0468***	-0.0056***	-1.9630***		0.337	0.531
	1.5648***	-0.0337***	-0.0036**		-1.7422***	0.265	0.559
Industrie minière	1.5283***	0.0112***	-0.0022***	-0.6114***		0.257	0.229
	3.0946***	0.0165***	-0.0003		0.0015	0.083	0.255
Industrie manufacturière	-0.2636	0.0074**	-0.0048***	-1.0962***		0.490	0.219
	0.1359	0.0102***	-0.0030***		-0.8770***	0.660	0.179
Bâtiments et travaux publics	0.5925*	-0.0241***	-0.0043***	-0.8782***		0.202	0.127
	1.3332***	-0.0398***	-0.0048***		-1.1504***	0.718	0.212
Transports, communications et services publics	0.3895	-0.0449***	-0.0061***	-0.7854***			
	1.3739***	-0.0366***	-0.0050***		-0.3888***	0.384	0.325
Commerce	0.8347***	-0.0175***	-0.0037***	-0.7254***		-0.321	0.212
	0.8705***	-0.0075***	-0.0036***		-0.6038***	0.547	0.173
Finance, assurance et affaires immobilières	0.3099*	-0.0159***	-0.0011*	-0.8258***		0.438	0.176
	1.5810***	-0.0069**	0.0012*		-0.2064***	0.217	0.208
Services	3.6802***	-0.1817	0.0024	0.0430		0.648	0.179
	1.6055**	0.1822*	0.0068		-0.4439***	0.682	0.170
Agrégat industriel	0.2965	-0.0164***	-0.0039***	-0.9079***		0.399	0.204
	0.7083***	-0.0201***	-0.0036***		-0.8094***	0.653	0.155
Toutes les industries couvertes	0.1778	-0.0105***	-0.0043***	-0.9135***		0.402	0.203

TABLEAU LI

POSTES RESTES VACANTS ET CHOMAGE

RESULTATS DES REGRESSION POUR LOG VU/L SUR LOG U, UTILISANT LES
DONNEES MENSUELLES POUR LA PERIODE AOUT 1953 - NOVEMBRE 1970

A. Données désaisonnalisées

Secteur	K	t	t ²	Log U	Log US	R ²	S.E.E.
Agriculture	-2.668***	0.042***	-0.005***	-1.201***		0.696	0.220
	0.709***	0.041***	-0.001		-0.031	0.235	0.349
Forêts	-4.515***	-0.025***	-0.009***	-2.428***		0.588	0.472
	0.418**	-0.019**	-0.010***		-1.499***	0.395	0.571
Industrie minière	-1.343***	0.062***	-0.002**	-1.153***		0.791	0.209
	0.665***	0.056***	-0.000		-0.487***	0.641	0.274
Industrie manufacturière	-2.616***	0.045***	-0.003***	-1.420***		0.919	0.116
	-1.899***	0.037***	0.000		-1.137***	0.897	0.131
Bâtiments et travaux publics	-3.046***	0.005**	-0.001**	-1.524***		0.796	0.181
	-0.906***	-0.011***	0.000		-1.214***	0.684	0.225

TABLEAU LI (suite)

Transports, communications et services publics	-2.280***	0.011***	0.001	-1.051***	0.498	0.267
	-2.219***	0.005	0.000	-1.025***	0.490	0.269
Commerce	-1.249***	0.021***	-0.003***	-0.977***	0.856	0.099
	-1.206***	0.028***	-0.001***	-0.834***	0.765	0.127
Finance, assurance et affaires immobilières	-0.269***	-0.009***	0.001***	-0.696***	0.757	0.104
	1.436***	-0.009***	0.004***	-0.075***	0.234	0.184
Services ^a	0.444	0.131**	-0.018***	-0.430***	0.838	0.100
	0.293	0.158**	-0.020***	-0.361***	0.843	0.099
Agrégat industriel ^b	-2.3236***	0.0176***	0.0022***	-1.3344***	0.089	0.113
	-1.768***	0.034***	0.001*	-1.2398***	0.899	0.143
Toutes les industries couvertes	-2.3565***	0.0226***	-0.0025***	-1.3223***	0.898	0.110

^aDe 1965 à 1970

^bA l'exclusion des services

TABLEAU LI (suite)

B. Données du mois du minimum

Secteur	K	t	t ²	Log U	Log US	R ²	S.E.E.
Agriculture	-4.6850***	0.0250**	-0.0038	-1.4313***		0.125	0.809
	-7.0869***	0.1499***	-0.0125***		-1.7218***	0.553	0.578
Forêts	-6.8251***	-0.0186*	-0.0076***	-3.1591***		0.346	0.779
	-0.4385*	0.0031	-0.0038		-2.5452***	0.213	0.854
Industrie minière	-2.1791***	0.0349***	-0.0015	-1.5932***		0.603	0.316
	0.7472***	0.0467***	0.0010		-0.4681	0.354	0.403
Industrie manufacturière	-3.5238***	0.0303***	-0.0025***	-1.8229***		0.743	0.242
	-2.1958	0.0369***	0.0008		-1.2175***	0.733	0.247
Bâtiments et travaux	-4.4766***	0.0084	-0.0010	-2.0044***		0.451	0.443
	-1.4393***	-0.0067	0.0006		-1.6026***	0.663	0.347

TABLEAU LI (suite)

Transports, communications et services publics	-3.3969*** -0.8165***	-0.0049 0.0091	0.0008 0.0038**	-1.4291***	0.308 0.114	0.423 0.478
Commerce	-1.9112*** -1.3220***	0.0212*** 0.0362***	-0.0020** -0.0013*	-1.1681***	0.514 0.596	0.258 0.236
Finance, assurance et affaires immobilières	-0.7356*** 0.7101***	-0.0096*** -0.0001	0.0012** 0.0038***	-0.8941***	0.535 0.276	0.170 0.212
Services ^a	2.4820** -0.1882	0.0683 0.0519	-0.0175 -0.0107	0.2212	0.507 0.543	0.213 0.206
Agrégat industriel ^b	-3.0093*** -1.4614***	0.0154*** 0.0154***	-0.0016** 0.0000	-1.6007***	0.669 0.641	0.239 0.249
Toutes les industries couvertes	-3.1264***	0.0213***	-0.0018	-1.6055***	0.691	0.238

^aDe 1965 à 1970

^bA l'exclusion des services

TABLEAU LII

PROPORTION DES POSTES VACANTS ET CHOMAGE

RESULTATS DES REGRESSIONS POUR LOG VU/U SUR LOG U, UTILISANT LES
DONNEES MENSUELLES POUR LA PERIODE AOUT 1953 - NOVEMBRE 1970

A. Données désaisonnalisées

Secteur	K	t	t ²	Log U	Log US	R ²	S.E.E.
Agriculture	-3.6307***	0.0184***	0.0054***	-0.5417***		0.372	0.300
	-1.9408***	0.0164***	0.0077***		0.0286	0.271	0.323
Forêts	-4.1312***	0.0142***	-0.0014	-1.0084***		0.340	0.334
	-2.1164***	0.0168***	-0.0022***		-0.6459***	0.250	0.356
Industrie minière	-2.6518***	0.0385***	0.0005	-0.5169***		0.698	0.153
	-1.8129***	0.0355***	0.0009		-0.2404***	0.637	0.168
Industrie manufacturière	-3.0914***	0.0339***	0.0024***	-0.5474***		0.909	0.075
	-2.7678***	0.0309***	0.0036***		-0.4226***	0.884	0.085
Bâtiments et travaux publics	-4.0245***	0.0352***	0.0032***	-0.6788***		0.753	0.157
	-3.0640	0.0279***	0.0038***		-0.5368***	0.714	0.169
Transports, communications et services publics	-3.2418***	0.0242***	0.0063***	-0.4618***		0.522	0.239
	-3.2155***	0.0216***	0.0061***		-0.4502***	0.520	0.2301
Commerce	-2.3230***	0.0253***	0.0015***	-0.3120***		0.729	0.0018
	-2.3641***	0.0278***	0.0018***		-0.2827***	0.727	0.099
Finance, assurance et affaires immobilières	-1.4131***	0.0067***	0.0025***	-0.1478***		0.505	0.086
	-1.0264***	0.0066***	0.0031***		-0.0102	0.432	0.092
Services	-1.3267***	0.2484***	-0.0199***	0.1236		0.217	0.092
	-1.9732***	0.2358***	-0.0174***		0.0611	0.211	0.092
Agrégat industriel	-3.0348***	0.0304***	0.0024***	-0.5290***		0.861	0.085
	-2.8050***	0.0229***	0.0026***		-0.4658	0.844	0.090
Toutes les industries couvertes	-3.1091***	0.0307***	0.0027***	-0.5370***		0.849	0.092

TABLEAU LII
B. Données du mois du minimum

Secteur	K	t	t ²	Log U	Log US	R ⁻²	S.E.E.
Agriculture	-3.3563***	0.0258***	0.0033*	-0.7580***		0.154	0.580
	-0.2600	0.0112	0.0080***		0.3257**	0.141	0.584
Forêts	-4.5303***	0.0282***	-0.0020	-1.1961***		0.323	0.421
	-2.0033***	0.0368***	-0.0002		-0.8030***	0.221	0.452
Industrie minière	-3.7074***	0.0238***	0.0007	-0.9819***		0.622	0.203
	-2.3473***	0.0301***	0.0013**		-0.4665***	0.523	0.227
Industrie manufacturière	-3.2602***	0.0229***	0.0023***	-0.7267***		0.817	0.109
	-2.3317***	0.0267***	0.0039***		-0.3404***	0.676	0.144
Bâtiments et travaux publics	-5.0691***	0.0325***	0.0033***	-1.1262***		0.734	0.206
	-2.7725***	0.0332***	0.0054***		-0.4522	0.575	0.260
Transports, communications et services publics	-3.7864***	0.0399***	0.0069***	-0.6437***		0.518	0.328
	-2.1904***	0.0457***	0.0088***		-0.0215	0.457	0.348
Commerce	-2.7459***	0.0386***	0.0016***	-0.4427***		0.728	0.149
	-2.1926***	0.0437***	0.0023***		-0.1929***	0.689	0.160
Finance, assurance et affaires immobilières	-1.0455***	0.0063***	0.0023***	-0.0682*		0.323	0.103
	-0.8709***	0.0069***	0.0025***		-0.0002	0.313	0.103
Services	-1.1982**	0.2501***	-0.0200***	0.1782		0.144	0.114
	-1.7937***	0.2342***	-0.0175***		-0.0240	0.134	0.115
Agrégat industriel	-3.3058***	0.0319***	0.0024***	-0.6928***		0.833	0.111
	-2.1697***	0.0355***	0.0036***		-0.2721***	0.686	0.152
Toutes les industries couvertes	-3.3043***	0.0318***	0.0024***	-0.6919***		0.828	0.113

TABLEAU LIII

CORRELATIONS ENTRE LES DIFFERENTES SERIES DE VARIATION
DES SALAIRES POUR LA PERIODE DE 1955 A 1969

(Variation annuelle au-dessous de la diagonale, variation trimestrielle au-dessus)

(Corrélations avec les taux de base, pour la période de 1955 à 1968)

	<u>Forêts</u>		
	<u>AWWS</u> ¹	<u>WI</u> ²	<u>BR</u> ³
AWWS	1.00	-	-
WI	0.75	1.00	-
BR	0.63	0.63	1.00

	<u>Industrie minière</u>			
	<u>AWWS</u>	<u>AHE</u> ⁴	<u>WI</u>	<u>BR</u>
AWWS	1.00	0.76	-	-
AHE	0.96	1.00	-	-
WI	0.81	0.84	1.00	-
BR	0.69	0.70	0.72	1.00

	<u>Industrie manufacturière</u>			
	<u>AWWS</u>	<u>AHE</u>	<u>WI</u>	<u>BR</u>
AWWS	1.00	0.60	-	0.21
AHE	0.97	1.00	-	0.40
WI	0.94	0.98	1.00	-
BR	0.82	0.90	0.89	1.00

	<u>Bâtiments et travaux publics</u>		
	<u>AWWS</u>	<u>AHE</u>	<u>WI</u>
AWWS	1.00	-0.23	-
AHE	0.60	1.00	-
WI	0.40	0.24	1.00

	<u>Transports, communication et services publics</u>		
	<u>AWWS</u>	<u>WI</u>	<u>BR</u>
AWWS	1.00	-	-
WI	0.67	1.00	-
BR	0.42	0.72	1.00

1 Gains hebdomadaires moyens

2 Indice des salaires

3 Taux de base

4 Gains horaires moyens

TABLEAU LIII (suite)

<u>Commerce</u>			
	<u>AWS</u>	<u>WI</u>	<u>BR</u>
AWS	1.00	-	-
WI	0.83	1.00	-
BR	0.73	0.77	1.00

<u>Services</u>			
	<u>AWS</u>	<u>WI</u>	<u>BR</u>
AWS	1.00	-	-
WI	-0.03	1.00	-
BR	0.42	0.30	1.00

<u>Administration publique et défense</u>			
	<u>ALI⁵</u>		<u>BR</u>
ALI	1.00		-
BR	0.44		1.00

<u>Agrégat</u>			
	<u>AWS</u>	<u>WI</u>	<u>BR</u>
AWS	1.00	-	0.21
WI	0.95	1.00	-
BR	0.89	0.92	1.00

TABLEAU LIV

Taux de variation procentuels des mesures des salaires
 CORRELATIONS INTERSECTORIELLES POUR LA PERIODE 1955 - 1969

A. Gains hebdomadaires moyens
 (Variation annuelle au-dessous de la diagonale, trimestrielle au-dessus)

	For.	Mines	Man.	Bât.	Transp.	Com.	Fin.	Serv.	Adm.
Forêts	1.00	0.48	0.11	-0.30	0.24	-0.22	-0.27	0.28	-0.28
Industrie minière	0.50	1.00	0.55	0.13	0.27	0.16	-0.13	0.53	-0.42
Industrie manufacturière	0.53	0.89	1.00	0.32	0.09	0.63	0.44	0.48	-0.34
Bâtiments et travaux publ.	0.60	0.72	0.52	1.00	-0.05	0.74	0.21	-0.14	-0.25
Transports, communi- cations et services publics	0.41	0.45	0.66	-0.06	1.00	0.12	0.05	0.06	-0.00
Commerce	0.43	0.61	0.86	0.16	0.82	1.00	0.60	0.08	-0.07
Finance, assurance et affaires immobilières	0.47	0.52	0.69	0.24	0.65	0.62	1.00	0.10	0.00
Services	0.21	0.68	0.54	0.75	-0.00	0.12	0.12	1.00	0.36
Administration publique et défense	0.66	0.74	0.69	0.63	0.43	0.51	0.45	0.61	1.00

B. Gains horaires moyens
 (Variation annuelle au-dessous de la diagonale, trimestrielle au-dessus)

	Ind. minière	Ind. manufacturière	Bâtiments
Industrie minière	1.00	0.60	0.16
Industrie manufacturière	0.87	1.00	0.29
Bâtiments et travaux publics	0.04	0.29	1.00

C. Indice des taux de salaire (annuel)

	For.	Mines	Man.	Bât.	Transp.	Com.	Serv.
Forêts	1.00						
Industrie minière	0.60	1.00					
Industrie manufacturière	0.60	0.82	1.00				
Bâtiments et travaux publics	0.22	0.65	0.78	1.00			
Transports, communication et travaux publics	0.58	0.67	0.77	0.53	1.00		
Commerce	0.22	0.65	0.85	0.87	0.66	1.00	
Services	0.37	0.32	0.58	0.65	0.23	0.59	1.00

D. Variations des taux de base (annuelle)

	For.	Mines	Man.	Transp.	Com.	Serv.	Adm.
Forêts	1.00						
Industrie minière	0.41	1.00					
Industrie manufacturière	0.71	0.69	1.00				
Transports, communication et travaux publics	0.79	0.64	0.90	1.00			
Commerce	0.63	0.46	0.62	0.71	1.00		
Services	0.32	0.48	0.67	0.64	0.57	1.00	
Administration publique et défense							

TABLEAU LV

DISPERSION INTERSECTORIELLE DES VARIATIONS DE SALAIRES
POUR LA PERIODE 1955 - 1959

A. Sommaire de la décomposition

	AWWS*		AHE		WI	BR
	Annuel 1955 - 1968	Trimestriel 1955 (1) - 1969 (3)	Annuel 1955 - 1969	Trimestriel 1955 (1) - 1969 (4)	Annuel 1955 - 1968	Annuel 1955 - 1968
\bar{z} (pourcentage par période)	5.30	1.42	4.51	1.18	4.99	5.51
Dû à la moyenne globale (%)	80.0	24.4	67.2	25.0	78.4	81.7
Dû aux moyennes des rangées (%)	8.0	5.7	15.4	24.2	11.0	10.1
Dû aux facteurs saisonniers des rangées (%)	-	5.8	-	1.6	-	-
Dû aux moyennes des colonnes (%)	3.2	1.4	0.8	0.2	1.7	1.0
Dû au reste (%)	8.8	22.1	16.6	39.0	8.9	7.2
Dû au reste saisonnier (%)	-	40.7	-	1.6	-	-

TABLEAU LV (suite)

B. Ecart de la moyenne, par année (en pourcentage)

	AWWS	AHE	WI	BR
1955	-1.74	-2.33	-2.67	-1.85
1956	1.33	2.33	1.14	0.06
1957	1.69	-3.08	0.17	0.91
1958	-0.99	-0.69	-1.49	-1.11
1959	-.170	-1.61	-1.33	-1.47
1960	-0.96	-0.25	-0.77	-0.89
1961	-1.21	-2.11	-2.27	-1.27
1962	-1.99	-1.81	-1.70	-2.00
1963	-1.60	-1.49	-1.04	-1.86
1964	-0.67	-1.04	-0.95	-0.82
1965	0.57	0.15	0.21	0.42
1966	1.22	2.18	2.48	2.62
1967		3.51	3.06	4.27
1968	1.89	2.99	2.24	2.00
1969	-	3.17	2.91	-

TABLEAU LV (suite)

C. Ecart de la moyenne, par secteur (en pourcentage)
(Décompositions annuelles)

	AWWS	AHE	WI	BR
Forêts	-0.04	-	1.30	0.94
Industrie minière	-0.29	0.52	-0.95	-0.40
Industrie manufacturière	-0.72	0.15	-0.37	-0.73
Bâtiments et travaux publics	0.71	-0.67	0.87	-
Transports, communications et travaux publics	-0.46	-	-0.10	0.00
Commerce	-1.38	-	-0.31	0.86
Finance, assurance et affaires immobilières	-0.33	-	-	-
Services	-0.06	-	-0.44	-0.24
Administration publique et défense		-	-	0.43

D. Corrélacion entre les moyennes et l'écart-type

Par secteur	0.38	0.41	0.15	0.66
Par année	0.52	0.58	0.69	0.87

*Y compris la variable-susbtitut pour l'administration publique et la défense, secteur pour lequel, lors de ces calculs, les chiffres n'étaient pas disponibles jusqu'au dernier trimestre de 1969.

Chapitre six

EVOLUTION DE L'EMPLOI - AGREGAT INDUSTRIEL

INTRODUCTION

Nous avons d'abord vérifié les modèles inspirés des considérations théoriques exposées aux chapitres deux et trois au niveau de l'agrégat industriel et effectué une grande partie de l'analyse des spécifications à l'aide de ces données. Certes, à ce niveau d'agrégation, on ne saurait inclure dans l'analyse les différentes expériences des industries. Ce chapitre porte donc sur les résultats obtenus à ce niveau pour les embauchages, les cessations d'emploi, les placements et les variations dans l'emploi¹.

Nous avons effectué la recherche en trois étapes. D'abord, nous avons étudié les versions trimestrielles des modèles pour passer ensuite aux modèles mensuels et enfin aux estimations des variables d'appoint. Etant donné le caractère exploratoire de travail, les équations à vérifier impli-

¹Ces recherches ont été effectuées simultanément avec certaines des recherches sur les flux de main-d'oeuvre, exposées aux chapitres huit et neuf. Ces dernières ne reflètent donc pas entièrement toutes les propositions qui découlent de l'analyse dans ce chapitre.

quaient un assez grand nombre de variables, une difficulté encore accentuée par l'insertion de décalages répartis. Nous avons préféré courir le risque, que comporte une telle méthode, d'obtenir des résultats inintelligibles plutôt que de spécifier dès le départ des modèles très simples. Et le risque est malheureusement encore accentué par les faiblesses des données utilisées. Néanmoins, bien qu'ils exigent l'estimation de plus de vingt coefficients, les modèles dont nous nous sommes servi sont en réalité plutôt simples et assez limités.

MODELES TRIMESTRIELS

Les variables utilisées dans les modèles trimestriels sont énumérées au tableau LVI. Lorsque les données de base étaient mensuelles, nous en avons fait une moyenne pour obtenir des chiffres trimestriels. Dans le cas du produit intérieur réel, cependant, les données sur une partie de la période n'étaient disponibles que par trimestre et nous nous en sommes servis.

Nous avons d'abord introduit des décalages répartis en incluant séparément la valeur de la variable (lorsqu'elle était censée s'appliquer à la même époque), soit X_t , sa valeur décalée d'un trimestre, X_{t-1} , sa moyenne au cours des quatre trimestres précédents, $X_t = \sum_{k=1}^4 X_{t-k}/4$, et enfin cette moyenne décalée d'un an X_{t-4} . Pour simplifier, nous allons indiquer les fonctions utilisées dans les spécifications comme

$$(2.1) \quad C(X_t) = \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_3 \bar{X}_t + \alpha_4 \bar{X}_{t-4}$$

et

$$(2.2) \quad L(X_t) = \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 \bar{X}_t + \beta_3 X_{t-4}.$$

Que nous utilisions l'une ou l'autre forme, les divers α ou β sont traités comme des différents paramètres à estimer.

Pour les embauchages et les placements, nous avons exprimé la variable dépendante sous deux formes différentes, soit leur rapport à l'emploi dans la période précédente, H/E ou

P/ER, soit leur rapport au chômage dans la même période, H/U ou P/U. Comme nous l'avons déjà fait remarquer, l'équation sur les embauchages n'est peut-être pas très appropriée et la forme correcte en est probablement très complexe. Par ailleurs, le caractère des données utilisées nous empêche probablement de lui assigner des contraintes rigoureuses.

La forme H/U pourrait sembler plus attrayante en ce sens qu'elle pourrait représenter le mouvement du chômage vers l'emploi. Cependant, les deux variables ne sont pas comparables; le personnel à embaucher n'est pas nécessairement recruté dans le groupe des travailleurs en chômage déclaré. Il y a aussi le fait que le chômage est endogène au système malgré que nous n'en ayons pas utilisé la valeur courante dans les équations. L'emploi de H/U entraînerait donc le risque que les résultats reflètent le dénominateur plutôt que le numérateur².

La forme H/E suppose que le taux à expliquer est le taux brut d'augmentation de l'emploi. Cette forme permet la comparaison avec des équations sur le taux de variation de l'emploi. Cependant, l'argument a priori, que le niveau des embauchages doit être étudié par rapport au niveau initial de l'emploi n'est pas très convaincant. Par ailleurs, l'emploi au niveau des embauchages entraîne des équations avec des tendances très marquées et, comme l'ont révélé des recherches fragmentaires, un fort degré d'hétéroscédasticité. Nous avons également entrepris des recherches limitées sur des modèles logarithmiques pour les embauchages et les autres variables mais nous en avons abandonné l'étude lorsqu'ils nous sont apparus nettement inférieurs à ceux dont nous faisons état³.

Nous avons vérifié deux modèles principaux de spécification pour les conditions qui prévalent sur le marché du

²C'est pourquoi, bien qu'à certaines occasions nous ayons employé la forme H/V, nous n'en faisons pas état, étant donné surtout que V s'introduit puissamment et simultanément dans les modèles.

³Ceci est fondé sur le calcul de probabilité a posteriori. On doit aussi souligner que la recherche n'a été que fragmentaire.

travail. Le premier, T_1 , s'exprime

$$(2.3) \quad T_1^c = C(V/E) + L(VU/L) + L(VU/V) + L(1/U^2).$$

Et le second, T_2 ,

$$(2.4) \quad T_2^c = C(V/U) + L(VU/V) + L(1/U^2).$$

L'indice supérieur c indique qu'on s'est servi de formes courantes des variables; et l'indice supérieur L qu'on n'a inclus que des valeurs décalées.

Nous avons déjà essayé $1/U$ et U au lieu de $1/U^2$. Ils se sont révélés soit inférieurs, soit guère plus satisfaisants que $1/U^2$ au point de vue de la qualité de l'ajustement et nous avons alors employé exclusivement $1/U^2$. La forme $1/U^2$ sert fréquemment dans les spécifications de la courbe de Phillips⁴.

Les autres variables tentent de représenter différents aspects de la "tension" du marché du travail reliés aux postes vacants. V/E pourrait indiquer dans quelle mesure il convient d'augmenter le nombre d'emploi ou le besoin relatif d'une main-d'oeuvre accrue. Il est remplacé par V/ER quand les données pour les variables dépendantes existent au-delà de 1966. VU/L pourrait mesurer le nombre d'échecs dans les tentatives d'embauchage en proportion du nombre de travailleurs qui auraient pu combler les postes vacants. VU/V reflète la tension du marché telle que perçue par les employeurs, en termes de la proportion des postes qu'ils sont incapables de pourvoir. De toutes les variables sur les postes vacants, cette dernière est la seule où le numérateur et dénominateur soient comparables. V/U indique le nombre d'emplois disponibles par rapport au nombre de sans travail cherchant un emploi. Il y a tout lieu de croire que cette variable peut représenter le genre d'influences exprimées par les variables V/E et VU/L .

Nous avons utilisé deux spécifications pour les embau-

⁴Cf. par ex. Bodkin, Bond, Reuber et Robinson (1967)

chages, soit

$$(H.1) \quad H/E = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + T^c + C(DW) + L(DP)$$

et

$$(H.2) \quad H/E = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + L(Z^1) + T^c + C(DW) + L(DP) + \beta_4 (H/E)_{-1} .$$

Nous avons également utilisé ces formes pour H/U, avec $(H/U)_{-1}$ remplaçant $(H/E)_{-1}$ dans (H.2), ainsi que pour les placements, avec $(P/ER)_{-1}$ ou $(P/U)_{-1}$ remplaçant $(H/E)_{-1}$ ou $(H/U)_{-1}$ et Z^2 remplaçant Z^1 .

La spécification (H.1) part l'hypothèse que seuls importent la "tension" du marché du travail et les taux de changement des salaires et des prix. (H.2) essaie, conjointement avec la tendance, de mesurer la demande de main-d'oeuvre à partir de la production, par le biais du rapport du produit intérieur brut à l'emploi. On peut ainsi la considérer comme une autre variable de "tension". L'équation (H.2) contient également la valeur décalée de la variable des embauchages, introduite avant tout pour tenir compte des remarques sur les congédiements mentionnées au chapitre deux. Elle peut aussi bien représenter une autre dimension de la facilité entrevue de trouver un emploi. Elle renferme virtuellement toutes les variables mentionnées au chapitre deux sous une forme quelconque, à l'exception des profits, une variable mineure sur laquelle nous ne disposons pas de données adéquates et que nous pouvons considérer parmi les variables éliminées par la solution des systèmes d'équations et les substitutions subséquentes. Les deux spécifications renferment les valeurs courantes des variables du système par le biais T^c et des variations de salaires. La tendance découle soit d'une tendance dans l'équation des embauchages, soit des tendances dans les données représentatives sur les postes vacants, soit d'une tendance dans la productivité, mesurée par Z.

La spécification pour les cessations d'emploi est semblable à (H.2) mais elle implique T^L (au lieu de

T^C:

$$(S.1) \quad S/E = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + L(Z^1) + T^L + C(DW) + L(DP) + \beta_4 (H/E)_{-1} .$$

Ici, seuls les salaires sont employés sur la base de leur valeur courante. (S.1) peut être combinée avec (H.2) pour produire

$$(E.1) \quad (H-S)/E = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + C(Z^1) + T^C + C(DW) + L(DP) + \beta_4 (H/E) .$$

Bien entendu, les coefficients de (E.1) ne sont pas égaux à ceux obtenus en retranchant (S.1) de (H.2). La forme (E.1), où les placements remplacent les embauchages, où Z² remplace Z¹ et où V/ER substitué à V/E a été substituée à ΔER/ER et ΔELF/ELF.

Nous avons vérifié six variantes de chacun des modèles, fondées chacune sur différents traitements du chômage et des changements des prix et des salaires. Nous appelons ces différentes formes des variantes de spécifications. Ces variantes peuvent être énumérées comme suit:

Variante de spécification	Forme utilisée
1	1/U ² avec DW et DP
2	1/UP ² avec DW et DP
3	1/U ² avec W et DP
4	1/U ² avec DWR et DPR
5	1/UP ² avec W et DP
6	1/UP ² avec DWR et DPR

En utilisant DWR et DPR nous n'avons inclus que DWR_t, DWR_{t-1} et DPR_{t-1} lorsque la spécification standard comportait C(DW) et L(DP).

Nous avons voulu vérifier à l'aide de ces variantes de spécification quel taux de chômage, le taux global ou celui des hommes de 25 à 44 ans, reflète le mieux l'état

des marchés du travail, et quelle est la variable de salaire appropriée, soit leur niveau (par rapport à la tendance), leur taux de variation ou bien le taux de variation par rapport à la moyenne historique. La forme DWR semble renfermer directement les hypothèses "accélérationnistes" à propos du rôle des variations de salaire.

Les modèles ont été ajustés aux données désaisonnalisées et aux données ajustées aux mois du minimum saisonnier, tel que décrit au chapitre quatre. Nous avons calculé les chiffres sur l'agrégat industriel en groupant les données du mois du minimum de chaque division industrielle. Nous avons mesuré le taux de chômage du mois du minimum en fonction de la décomposition par âge et par sexe de l'emploi et de la main-d'oeuvre. En ce qui concerne les salaires, nous avons fait des ajustements aux mois du maximum dans la plupart des cas, comme nous l'avons expliqué à la section cinq du chapitre quatre. Pour des raisons de commodité, cependant, nous les désignerons aussi comme des données du mois du minimum.

Les régressions du mois du minimum ont utilisé toutes les variables indépendantes ajustées aux mois du minimum. Les régressions désaisonnalisées ont utilisé des variables indépendantes désaisonnalisées - désignée variante des données 1 - et les mêmes données avec la variable des salaires ajustée au mois du minimum - désignée variante 2. Les autres combinaisons entre les variables dépendantes désaisonnalisées et les données sur le mois du minimum, ont révélé qu'il ne valait pas la peine de poursuivre dans cette voie.

Le tableau LVII résume les résultats relatifs des différents modèles et variantes en termes des probabilités rétrospectives étudiées au chapitre trois. Pour établir notre tableau, nous avons accordé à chaque version une probabilité égale a priori et regroupé les données selon les variantes, et dans le cas des embauchages et des placements, selon les formes alternatives.

La lecture du tableau LVII permet de tirer un certain nombre de conclusions:

- (i) Les formes H/E et P/ER sont nettement supérieures à celles impliquant la division d'après le chômage.
- (ii) Les deux spécifications (H.1) et (H.2) ont une cer-

taine validité; la forme plus simple (H.1) pour les embauchages, et la forme plus complexe (H.2) pour les placements.

- (iii) Chaque forme de la spécification de la "tension", T_1 ou T_2 , se vérifie dans certains modèles. Dans la plupart des cas, l'une ou l'autre est fortement à conseiller, mais rarement la même dans chaque cas. (Les problèmes de collinéarité déjà compliqués nous ont empêché de combiner ces spécifications de façon variable).
- (iv) On ne peut choisir nettement entre $1/U^2$ (variantes de spécification 1, 3 et 4) et $1/UP^2$ (variantes 2, 5 et 6). Non pas que leurs probabilités à posteriori soient égales; elles confirment simplement une forme dans certains cas et l'autre dans d'autres cas.
- (v) De même, aucune spécification particulière pour les salaires ne retient l'attention. Dans les douze séries de comparaisons du tableau LVII, DW a produit les meilleurs résultats une fois, W, quatre fois et DWR, la forme "accélérationniste", sept fois.
- (vi) Quant à l'emploi de données désaisonnalisées sur le salaire ou de celles ajustées au mois du minimum dans les équations désaisonnalisées, les résultats sont ambigus. La version désaisonnalisée a généralement un certain avantage, sauf dans le cas de (H-S)/3.
- (vii) La spécification aux probabilités à posteriori les plus élevées n'est pas la même pour les versions désaisonnalisées que pour la série de régressions ajustées au mois du minimum.

Il ressort clairement de ces résultats qu'aucune forme particulière n'est vraiment la spécification appropriée aux différents aspects étudiés des marchés du travail. Il s'agit probablement ici d'une caractéristique originale de marchés où différentes personnes prennent différentes décisions et où les variables conjoncturales importantes peuvent également différer, à moins que ce ne soit plutôt le résultat d'imperfections dans la spécification ou dans les données.

L'un des éléments intéressants au tableau LVII est la

clarté avec laquelle les probabilités a posteriori font ressortir la supériorité de certaines variantes de spécification lorsqu'envisagées pour une variable donnée. Cela reflète en partie que les modèles s'ajustent très bien et qu'en conséquence, les moindres changements dans la spécification produisent un effet relativement marqué sur les erreurs-types d'estimation. Les équations aux probabilités à posteriori les plus élevées

figurent au tableau LIX. Les valeurs de R^2 y sont très élevées et toutes différentes de zéro à un degré très significatif. Les équations les plus faibles sont pour $\Delta ER/ER$ dans la version désaisonnalisée et pour $\Delta ELF/ELF$ dans les deux versions.

On s'attendrait à ce qu'en raison de l'emploi simultané de variables semblables, notamment en T_1 ou T_2 , et de l'utilisation d'observations sur des variables données à des points différents, mais adjacents dans le temps, la collinéarité multiple plutôt extrême qui en découle ait rendu la plupart des coefficients non significatifs et ait empêché d'estimer des paramètres très précis. Dans une certaine mesure, c'est ce qui s'est produit; mais malgré tout, les équations estimées renferment bon nombre de renseignements sur les effets particuliers.

Nous pourrions d'abord examiner les indications à l'effet que chaque variable utilisée, sous toutes ses formes décalées ou non, joue un rôle dans les différentes équations. Pour ce faire, nous allons nous concentrer sur les équations aux probabilités à posteriori les plus élevées dans le tableau LVII.

Le tableau LVIII présente les valeurs du test ordinaire de la statistique F pour l'hypothèse que tous les coefficients de chaque variable sont zéro⁵. Sauf dans le cas de P/ER désaisonnalisé, tous les groupes ne sont pas significatifs dans une équation donnée. Cependant, c'est un fait que la plupart le sont dans la plupart des équations. Les principales exceptions sont la version désaisonnalisée pour S/E et les équations pour le taux de variation des variables

⁵Autrement dit que tous les α dans (2.1) ou tous les β dans (2.2) sont zéro.

de l'emploi, $\Delta ER/ER$ et $\Delta ELF/ELF$, pour lesquelles la qualité de l'ajustement laisse relativement à désirer. Ainsi, rien ne porte à croire que les modèles puissent être simplifiés par l'élimination d'une ou de plusieurs variables.

La conclusion voulant que chacune des variables utilisées semble entrer quelque part dans les modèles s'applique également, mais pas de façon aussi évidente, aux formes particulières des variables qui ont été utilisées. On s'en rend compte en parcourant les différentes colonnes du tableau LIX et en observant où les astérisques indiquent des résultats significatifs aux seuils habituels. La tentative faite pour éliminer dans les équations les variables non significatives ne fait que renforcer cette conclusion.

L'élimination des variables s'est faite en deux temps. D'abord, nous avons laissé tomber successivement les variables dont les statistiques F globales n'étaient pas significatives au seuil de .10, en commençant par la moins significative, et en continuant jusqu'à ce que toutes les statistiques F dans les nouvelles équations soient significatives. Nous n'avons pas procédé ainsi pour la tendance, que nous avons conservée pendant toute cette partie de l'opération. Puis, nous avons fixé les coefficients individuels à zéro sur la base de la valeur de leur statistique t, jusqu'à ce qu'ils soient tous significatifs au seuil de .10; l'exception étant la valeur annuelle de la variable X que nous n'avons laissé tomber qu'après avoir éliminé sa valeur décalée d'un an, \bar{X}_{-4} .

Il est peu probable qu'une approche aussi audacieuse aboutisse à quelque chose qui ressemble au modèle exact, mais l'exercice est néanmoins révélateur quant au caractère et à la validité des rapports observés dans les régressions complètes. Les résultats en sont présentés au tableau LX. Dans l'équation désaisonnalisée, seuls la variable (V/U), qui n'a été utilisée qu'avec $\Delta ER/ER$, et la variable du salaire annuel, décalée d'un an, ne subsistent nulle part. V/U et V/U_{-1} utilisées seulement avec S/E et $\Delta ELF/ELF$, n'ont même pas subsisté dans une seule des régressions du mois du minimum.

Les valeurs des coefficients particuliers et des séries de coefficients dans les tableaux LIX et LX laissent entrevoir plusieurs idées intéressantes qui semblent générale-

ment fondées. L'effet que le modèle développé au chapitre deux a prédit le plus clairement est celui des salaires. Le salaire courant était censé avoir un effet positif sur les embauchages et peut-être aussi sur les variations de l'emploi, et un effet négatif sur les cessations d'emploi. Ce que l'on a constaté dans les équations désaisonnalisées, sauf dans le cas de P/ER. C'est également vrai pour les coefficients significatifs des régressions du mois du minimum. Cependant, plusieurs des valeurs prises à la même époque n'y sont pas significatives. En outre, les variables de salaire étaient parmi les variables éliminées dans l'équation désaisonnalisée sur les embauchages, les cessations d'emploi et le taux de variation dans le nombre d'employés déclaré ainsi que dans l'équation du mois du minimum sur les placements. Dans nombre de cas, les valeurs décalées de la variable de salaire étaient relativement importantes en comparaison de la valeur courante. Dans les équations utilisant DWR, cet effet renforçait généralement les valeurs courantes, à l'exception des cas où les valeurs n'étaient pas significatives dans les régressions complètes. Dans DW avec l'équation du mois du minimum, les coefficients étaient négatifs à la fois pour la moyenne annuelle et pour sa valeur décalée d'un an. La variable au trimestre précédent avait un coefficient positif tel qu'on peut en déduire que le changement du dernier trimestre exerce un effet supplémentaire ou que le changement au cours du trimestre précédent ne reçoit pas tout le poids qui lui est dû dans la formation de la moyenne annuelle. L'exception de l'équation désaisonnalisée sur les placements, les équations se servant de W laissent entrevoir que l'élément important est la variation dans les salaires sous une forme quelconque et qu'il y a peut-être un effet supplémentaire provenant de la déviation des salaires par rapport à la tendance⁶.

⁶L'interprétation à partir du changement découle de ce que nous avons observé des coefficients de signe opposé et du fait qu'on peut exprimer $\alpha(X_1 - X_2)$ par $\alpha X_1 - \alpha X_2$. L'argument basé sur la déviation par rapport à la tendance provient du fait que les tendances sont incluses parmi les variables indépendantes et qu'en conséquence, les coefficients pour les autres variables sont identiques à ceux qu'on aurait obtenus si on avait d'abord soustrait des variables utilisées une tendance des moindres carrés. Ceci ne s'applique

Si on considère globalement la série d'estimations concernant les salaires (ou strictement les gains), les résultats suggèrent, mais pas d'une façon très convaincante, que les variations de salaire contemporaines produisent bien l'effet attendu, que leurs valeurs décalées, par contre peuvent avoir un effet de renforcement et que dans certains cas, il est possible de faire une interprétation "accélérationniste". Les exceptions touchent aux placements, dont la validité en tant que mesure représentative est contestable, ou aux coefficients qui ne sont pas significatifs.

Le taux de changement de l'Indice des prix à la consommation était généralement de signe opposé à celui de la variation dans les salaires. Comme nous l'avons déjà signalé, la principale exception était la régression désaisonnalisée sur les placements caractérisée par des variables de salaire négatives. Les valeurs des estimations étaient telles qu'elles ont permis dans la plupart des cas d'interpréter les résultats comme une indication que la valeur importante est la variation dans les salaires dépassant la variation (ou l'accélération) dans les prix. Quant à savoir si les salaires réels sont la variable pertinente ou si le taux de variation dans les prix indique le taux attendu de variation dans les salaires est une question discutable. A cet égard, il vaut la peine de noter ce qui suit à propos des estimations: dans deux cas au tableau LX, la variable des variations de prix dans l'équation en question conserve un coefficient négatif après l'élimination de la variable des variations de salaire.

Dans le groupe de variables reflétant la tension du marché du travail, les plus faciles à interpréter ont été $1/U^2$ et $1/UP^2$. Les résultats ne renferment que peu de surprise. Pour les embauchages et les changements dans l'emploi, les estimations suggèrent un effet positif du chômage. Pour les cessations d'emploi, l'effet est négatif. L'élément surprenant est que c'est la moyenne annuelle et sa valeur

6(suite)
pas à la version du mois du minimum pour H/E figurant au tableau LX, étant donné que les tendances y ont été éliminées; là, l'interprétation à partir du changement est clairement la bonne.

décalée d'un an qui sont souvent de la plus haute importance, ce qui laisse à entendre que les attentes sont plus importantes que les conditions initiales du marché. Dans certains cas, y compris la variante sur les embauchages pour le mois du minimum et après l'élimination des coefficients non significatifs, la valeur trimestrielle décalée est d'un signe opposé et d'une amplitude moindre que la valeur annuelle. Ceci pourrait signifier que le changement produit un effet ou que le dernier trimestre reçoit moins de poids que les périodes précédentes dans la formation des perceptions sur l'état du marché.

Les coefficients pour les variables impliquant les postes vacants sont quelque peu difficile à interpréter. Cela n'est guère étonnant étant donné le caractère de substitut de ces variables et le fait que T_1^C implique dix coefficients en plus de ceux pour le taux de chômage et que T_2^C en implique sept. Il y a quelques variations dans les signes et dans la grandeur relative des coefficients entre les différentes équations ainsi qu'entre les régressions désaisonnalisées et celles du mois du minimum.

Une caractéristique des équations désaisonnalisées utilisant T_1^C est que les valeurs annuelles ont un effet prédominant, avec l'unique exception, et une exception partielle encore, des placements. Les valeurs annuelles décalées d'un an, surtout lorsqu'elles sont significatives, tendent à renforcer cet effet. Le schéma est moins précis pour les valeurs trimestrielles et semble suggérer qu'un changement récent a un effet opposé à celui de la moyenne annuelle. Pour les moyennes annuelles, le schéma est négatif pour le rapport des postes vacants à l'emploi, positif pour le rapport des postes restés vacants à la main-d'oeuvre, et négatif pour celui des postes restés vacants aux postes disponibles. D'après ces signes et ceux des variables impliquant le taux de chômage, on se rend clairement compte que la perception de la tension du marché est une affaire complexe. Toutes autres choses étant égales, ces signes révèlent qu'un accroissement du nombre de postes disponibles ou de postes restés vacants peut avoir des effets différents selon les valeurs des autres variables. Les valeurs de $\overline{V/E}$ et de $\overline{VU/V}$ dans l'échantillon sont telles que la dérivée par rap-

port aux postes vacants (V) peut être positive ou négative; et il en est de même des valeurs $\overline{VU/V}$ et $\overline{VU/L}$.

Une interprétation de ce genre de résultats est que VU/V représente une tension du marché du travail qui tend à diminuer l'embauchage. Cet effet est renforcé sur un marché relativement vaste comme V/E . Par ailleurs, un rapport élevé des postes restés vacants à la main-d'oeuvre tend à encourager l'embauchage en indiquant que trouver un emploi convenable n'est peut-être pas aussi facile que le suggère le taux de vacance ou en reflétant indirectement les efforts supplémentaires déployés par les employeurs qui ont eu de la difficulté à combler des postes vacants. Bien entendu il ne s'agit là que d'une des interprétations possibles.

Avant d'accorder une grande confiance à ces résultats cependant, il faut souligner qu'ils ne sont pas corroborés par les régressions du mois du minimum utilisant T_1^C . Dans ces dernières, les valeurs trimestrielles de V/E ont eu tendance à être assez forte et l'effet global, aussi bien trimestriel qu'annuel, à être positif. VU/L était négatif sur une base trimestrielle, positif sur une base annuelle, sauf pour la régression de P/ER . VU/V était positif sur une base trimestrielle et de signes mixtes et non significatifs sur une base annuelle. Avec les décalages variés et les différents types de données utilisés dans les régressions du mois du minimum, il est fort possible qu'il n'y ait en réalité aucun désaccord entre ces résultats et ceux obtenus à partir des données désaisonnalisées. Il n'en demeure pas moins que les résultats ne suggèrent pas les mêmes choses. Les données du mois du minimum laissent à entendre que l'état actuel et récent du marché du travail au chapitre des postes vacants a une grande importance, que la tension du marché comprise comme l'existence de nombreux postes vacants encourage le changement, alors qu'au moins dans l'immédiat mais pas sur une base annuelle, un rapport élevé des postes restés vacants à la main-d'oeuvre nuit aux embauchages.

L'utilisation des formes de rechange T_1^C ou T_2^L n'a fait ressortir que peu de conclusions concrètes. Dans deux cas, soient S/E désaisonné et $\Delta ELF/ELF$ au mois du minimum, les coefficients de deux variables des postes vacants ne sont aucunement significatifs. Dans les autres cas, seule

V/U est importante et elle a des coefficients négatifs lorsqu'elle est significative.

La variable de productivité, Z, présente également des schémas ambigus, ce qui nous empêche de faire des généralisations claires ou poussées. La variable décalée des embauchages ou des placements est surtout caractérisée par des coefficients considérables.

Il va sans dire que le schéma de décalage utilisé est arbitraire. Au lieu des différentes moyennes, nous avons essayé les décalages répartis d'Almon avec un polynôme du troisième degré réparti sur les huit trimestres précédents dans le cas de L(X), et sur ceux-ci et sur le trimestre courant dans le cas de C(X). Nous avons fait évaluer le polynôme à zéro à t-9. Les spécifications utilisées étaient celles qui produisaient les probabilités à posteriori les plus élevées au tableau LVII, (i.e. celles qui figurent au tableau LIX). Cependant, nous avons essayé quatre nouvelles spécifications avec les variables de salaire:

- (1) un décalage réparti d'Almon de neuf trimestres (y compris le trimestre en cours) de DW;
- (2) un décalage réparti d'Almon de neuf trimestres (y compris le trimestre en cours) de W;
- (3) DWR et DWR_{-1} ;
- (4) un décalage réparti de cinq trimestres (y compris le trimestre en cours) de DWR.

Les résultats figurent au tableau LXI où sont énumérés les logarithmes naturels des spécifications d'Almon supérieures aux spécifications du tableau LIX. Dans quatre des versions désaisonnalisées et trois des versions du mois du minimum, au moins une des spécifications d'Almon avait une probabilité à posteriori plus élevée. La spécification des salaires produisant la probabilité supérieure variait selon les équations. W était la meilleure trois fois avec la version désaisonnalisée, et deux fois avec les formes du mois du minimum; DWR sans décalage d'Almon était supérieure trois fois avec les données désaisonnalisées, et avec un décalage réparti une fois avec les chiffres du mois du minimum; DW était préférable dans les quatre autres équations. Ces résultats constituent difficilement un argument irrésistible en faveur de l'une ou l'autre forme de modèle à déca-

lage réparti.

Les résultats des équations d'"Almon" ayant les probabilités à posteriori les plus élevées figurent au tableau LXII. (Nous avons estimé qu'il ne valait pas la peine de rapporter au long les équations complètes, qui comportent jusqu'à soixante et un coefficients). Nous y présentons la somme des coefficients associés aux variables, les valeurs F pour l'hypothèse que les coefficients égalent zéro et le schéma des signes dans le décalage réparti. Nous employons deux signes lorsque le décalage n'inclut pas la période en cours, le premier indiquant les signes des coefficients pour la période récente, et le second, ceux des coefficients pour les périodes antérieures du décalage réparti. Un signe entre parenthèses indique qu'un coefficient particulier, généralement non significatif, était de signe différent. Nous employons trois signes lorsque la valeur courante de la variable est incluse, le premier étant le signe de ce coefficient, et les deux autres correspondant à ceux d'autres variables.

En terme de la somme des coefficients, les salaires ou leurs variations avaient un effet positif dans toutes les équations sur les embauchages, les placements et les variations dans l'emploi, sauf pour $\Delta\text{ELF}/\text{ELF}$ au mois du minimum, où elles n'étaient pas significatives. Leur effet sur les cessations d'emploi était bel et bien négatif. Ce schéma d'effets positifs ou négatifs s'est également vérifié pour les valeurs courantes des variables de salaire, à l'exception de P/ER et de $\Delta\text{ELF}/\text{ELF}$ désaisonnalisés. Quant aux décalages, nous n'y avons observé aucun schéma marqué comme on peut le voir au tableau LXII. Dans certains cas, on remarque une substitution de signe, dans d'autres, non. Enfin, le taux de changement des prix présentait dans ses décalages des schémas embrouillés qui n'étaient pas clairement reliés aux schémas dans les salaires.

Les variables de "tension" du marché ressortent encore une fois par la variété des formes significatives dans les équations qui s'y rapportent et par le nombre de canaux par lesquels elles exercent de l'influence. Dans les équations désaisonnalisées, il y a deux grandes différences avec les résultats précédents. D'une part, dans le cas des embauchages, les signes prédominants des trois variables des postes vacants sont inversés. D'autre part, dans le cas des

cessations d'emploi, les signes de $1/U^2$ sont négatifs alors que les signes de VU/V sont positifs et significatifs. A l'exception de quelques variations mineures des signes dans les coefficients non significatifs, ces variables produisent les mêmes résultats dans les équations du mois du minimum que ceux observés quand on utilise la méthode de la moyenne pour introduire les décalages. Cette généralisation vaut également pour la variable de productivité Z . Comme dans les spécifications antérieures, H/E_{-1} et P/ER_{-1} montrent une supériorité étonnante.

L'une des caractéristiques de nos régressions utilisant soit la spécification avec décalage de la moyenne, soit celle avec décalage d'Almon, est l'autocorrélation négative assez prononcée dans les résidus d'après le calcul de quelques-unes des statistiques Durbin-Watson. Le fait est d'autant plus inquiétant que quelques-unes des équations contiennent dans $(H/E)_{-1}$ ou $(P/ER)_{-1}$ la variable dépendante décalée ou une quantité qui lui est reliée de près. On peut tenir compte de cet élément en estimant les équations de maximum de vraisemblance avec une autocorrélation des résidus de premier degré via la méthode Hildreth-Lu⁷. Les résultats de l'application de cette méthode aux équations des tableaux LIX et LXII figurent aux tableaux LXIII et LXIV. Les effets de ce changement sur la nature qualitative des résultats sont d'ordre mineur et, en règle générale, confinés aux coefficients non significatifs. Les seules différences qui méritent d'être mentionnées dans les spécifications avec décalage de la moyenne sont les suivantes:

- (a) Pour H/E désaisonnalisée, les valeurs trimestrielles de VU/L et VU/V deviennent plus importantes alors que les valeurs annuelles perdent leur importance;
- (b) Pour P/ER désaisonnalisée, la moyenne annuelle des salaires qui était négative à un degré significatif, devient positive encore à un degré significatif.

Dans les spécifications d'Almon, les changements importants sont les suivants:

⁷ Les erreurs-types utilisées n'expliquent pas pourquoi le coefficient d'autocorrélation a dû être estimé comme erreurs-type de cette estimation disponible.

- (a) Pour H/E à la fois désaisonnalisée et au mois du minimum, le schéma des signes de V/E change quelque peu, ce qui a modifié le signe de la somme (non significative) de coefficients dans le cas du mois du minimum.
- (b) $1/U^2$ cesse d'avoir un effet négatif sur S/E désaisonnalisée pour y exercer un effet positif;
- (c) la valeur courante de DW passe d'un coefficient négatif non significatif à un coefficient positif non significatif dans S/E au mois du minimum.

L'ensemble des résultats, maintenant, révèle que les conclusions tirées de l'analyse des équations originales ne sont pas influencées par le fait de ne pas avoir tenu compte de l'autocorrélation dans les résidus.

Ainsi, les résultats des modèles trimestriels suggèrent que la formulation de base contribue largement à expliquer les diverses variables dépendantes. Les résultats, cependant, ne sont pas sans comportée des disparités. A la section suivante, qui traite des modèles mensuels, nous examinons justement dans quelle mesure, on peut les éliminer en faisant des observations successives sur des périodes plus courtes.

MODELES MENSUELS

Les spécifications utilisées dans les modèles mensuels étaient fondamentalement les mêmes que dans les modèles trimestriels. Le principal changement a consisté à employer des valeurs mensuelles, courantes et décalées, dans la spécification avec décalage de la moyenne et un polynôme du quatrième degré à décalage réparti sur les vingt-quatre mois précédents quand nous avons adopté la spécification d'Almon. Ainsi, soit X_t la valeur mensuelle, les formes incluses dans la spécification à partir de la moyenne mensuelle pour $C_M(X)$ étaient

$$X_t, X_{t-1}, X^Q = \sum_{k=1}^3 X_{t-k}/3, X^A = \sum_{k=1}^{12} X_{t-k}/12 \text{ et } X_{-12}^A .$$

$L_M(X)$ différait seulement par l'abandon de X_t . Nous avons

estimé les coefficients pour chacune de ces formes. Autrement, les spécifications étaient les mêmes que celles utilisées dans les modèles trimestriels, avec (M.1) comme équivalent mensuel de la spécification T_1 et (M.2) comme équivalent mensuel de T_2 . (AM.1) et (AM.2) indiquent la formulation équivalente à décalage réparti. Nous nous sommes servis des six mêmes variantes de spécification que dans les modèles trimestriels. DWR et DPR impliquent maintenant le rapport du taux de changement de la rémunération hebdomadaire moyenne à leur taux moyen de changement au cours des vingt-quatre derniers mois. Les équations désaisonnalisées emploient les valeurs désaisonnalisées des variables. Nous avons utilisé DWR sans décalage d'Almon dans les variantes de spécification 4 et 6 avec décalage d'Almon. Nous avons eu recours à interpolations linéaires des valeurs trimestrielles quand la valeur du produit intérieur brut (RDP) n'était pas disponible sous forme d'observation mensuelle.

Les résultats de l'ajustement de ces équations sont résumés au tableau LXV en termes des probabilités a posteriori des différentes possibilités envisagées. La spécification (M.1) était la meilleure dans cinq cas: les deux versions de H/E et la version du mois du minimum de P/ER, (H-S)/E et $\Delta ER/ER$. (M.2) était également supérieur dans cinq cas: les deux versions de S/E et de $\Delta ELF/ELF$ et la version désaisonnalisée de $\Delta ER/ER$. Enfin AM.1 l'était dans les deux derniers cas, soient P/ER et (H-S)/E désaisonnalisées. Ainsi, comme dans les modèles trimestriels, les données ne font ressortir la supériorité d'aucune forme en particulier.

Quant au taux de chômage approprié, il ne ressort pas non plus. $1/U^2$ était supérieure pour trois des six variables désaisonnalisées et pour quatre des variables du mois du minimum; DWR était supérieure pour toutes les variables du mois du minimum et pour quatre des variables désaisonnalisées. Ces exceptions impliquent les cas où la spécification d'Almon était supérieure. Toutefois, ce résultat peut provenir du peu d'importance accordée aux salaires dans les modèles, étant donné que les formes utilisées impliquent seulement deux variables DWR au lieu des cinq utilisées avec les autres spécifications.

Il y avait encore une fois une certaine autocorrélation dans les résidus, et dont nous avons tenu compte en vérifiant les modèles ultérieurement. Nous nous sommes concentrés sur les formes moyennes et les formes d'Almon aux probabilités a posteriori les plus élevées. Nous avons fait exception pour la version du mois du minimum de H/E où nous avons retenu la variante de spécification 3 à cause de son erreur-type, qui était inférieure à celle de la variante 4 (alors que leurs probabilités a posteriori étaient presque égales); après avoir tenu compte de la corrélation en série des résidus, l'erreur-type a encore diminué et la probabilité a posteriori a favorisé la variante 3.

Le tableau LXVI qui présente les valeurs de la statistique F donne un aperçu des groupes de coefficients significatifs pour chaque type de variable. Les équations estimées au complet figurent au tableau LXVI. Les valeurs de F n'ont pas été calculées pour $\Delta\text{ELF}/\text{ELF}$ à moins que l'équation au complet n'ait été significative. La valeur de R^{-2} était plutôt faible pour les versions désaisonnalisées de $\Delta\text{ER}/\text{ER}$. A ces exceptions près, la qualité de l'ajustement est remarquable.

Chaque variable est significative dans quelques équations. Il faut noter, cependant, que la variable des salaires n'était significative dans aucune des équations désaisonnalisées et que les variables des prix n'étaient significatives que dans les équations des cessations d'emploi. Par contre, il y a plusieurs équations où chaque variable utilisant les postes vacants est significatif. Cela ne s'applique pas à tous les coefficients figurant au tableau LXVII et il ne faut pas s'en étonner, mais malgré cela, le nombre de coefficients significatifs est quand même élevé et le nombre de variables que "disparaissent" lorsqu'on omet des coefficients non significatifs est assez limité. Les résultats de cette opération figurent au tableau VI-13.

On peut résumer comme suit les principales caractéristiques de ces coefficients:

- (1) Dans les équations désaisonnalisées, les salaires étaient non significatifs et "disparaissent" des équations. Pour les versions du mois du minimum ils étaient très significatifs sauf dans l'équation de $\Delta\text{ELF}/\text{ELF}$. La valeur contemporaine avait le signe

prévu lequel était renforcé par le terme décalé dans les équations avec DWR. Lorsqu'on s'est servi de W dans l'équation pour H/E , l'effet global a été positif, malgré le faible coefficient de la valeur courante et le coefficient négatif du mois immédiatement précédent. Ce qui pourrait très bien indiquer que le mois le plus récent ne se voit pas conférer de rôle particulier étant donné que la valeur de l'autre mois est également incluse dans W^Q et W^A .

- (2) Lorsqu'elle est significative, la variable du taux de chômage tend dans l'ensemble à avoir les mêmes signes que dans les modèles trimestriels. Elle est donc susceptible d'avoir des coefficients négatifs pour les embauches ou la variation dans l'emploi, et positifs pour les cessations d'emploi. Avant l'élimination des variables, la principale exception est la version du mois du minimum de $\Delta ER/ER$ où les deux valeurs annuelles ont des coefficients positifs. Avec l'élimination des coefficients, ce n'est plus l'effet prédominant; $(H-S)/E$ et S/E manifestent désormais des signes mixtes et l'effet "opposé" est plus grand. Ce n'est guère étonnant, compte tenu les estimations des points du tableau LXVII.
- (3) Les coefficients des variables des postes vacants continuent de présenter une gamme déconcertante de signes et d'amplitudes, mais peut-être moins que dans le cas des résultats trimestriels. Les chiffres du mois du minimum sont moins nettement en désaccord avec les chiffres désaisonnalisés et ils concordent généralement avec le genre de schémas suggérés par les résultats trimestriels désaisonnalisés. Les valeurs annuelles jouent souvent le rôle le plus important, même si elles sont quelquefois éclipsées par les valeurs mensuelles ou par les valeurs mensuelles et trimestrielles. Dans la plupart des cas, les signes sont différents pour les valeurs les plus récentes et pour les valeurs annuelles. L'exception majeure et qui a tendance à se maintenir dans l'équation après l'élimination des coefficients non significatifs, se présente avec H/E au mois du minimum. Dans cette équation, les effets prédominants sont encore une fois différents de ceux des équations désaisonnalisées. Ainsi, dans l'ensemble, les coefficients suggèrent

effectivement que la tension du marché du travail est importante, qu'il s'agit d'un problème complexe, qu'elle peut impliquer de longs décalages de perception et que l'état actuel du marché peut avoir un effet différent des conditions antérieures moyennes, soit parce que le changement a un effet différent du niveau annuel, soit parce qu'on n'attribue qu'un faible coefficient à l'expérience la plus récente dans la formation des perceptions du marché.

- (4) Cette impression est renforcée par la variable de productivité, Z , que l'on peut aussi considérer comme une variable de demande pour la main-d'oeuvre.
- (5) Enfin, il vaut la peine de souligner que $(H/E)_{-1}$ ou $P/ER)_{-1}$ jouent un rôle bien plus modeste dans les modèles mensuels. De même, l'autocorrélation des résidus y soulève un problème beaucoup moins grave et en plusieurs occasions, le coefficient d'autocorrélation n'y est pas différent de zéro à un degré significatif.

Le tableau LXIX résume les résultats obtenus à partir de la spécification d'Almon pour les décalages. Le résultat le plus intéressant est peut-être que les salaires y sont significatifs dans les équations désaisonnalisées. En contrepartie, cependant, S/E et $(H-S)/E$ sont affectés des "signes erronés" pour la variable des salaires et tel est le cas de la valeur contemporaine dans l'équation de S/E . Les schémas des décalages présentent une combinaison assez riche de signes et d'effet et toutes les variables sont à nouveau significatives quelque part dans le modèle.

Les résultats de cette section démontrent donc qu'il est possible d'avoir recours à des modèles mensuels qui soient révélateurs, que les méthodes courantes d'inférence statistique excluent l'emploi de modèles simples, du moins dans les limites des spécifications envisagées, et que les mécanismes du marché du travail semblent être extrêmement compliqués.

MODELES A VARIABLES INSTRUMENTALES

Il n'y a évidemment aucun doute que les variables utilisées ne sont pas mesurées avec précision, pas plus que les con-

cepts qui les ont inspirées ne correspondent aux concepts appropriés au niveau théorique. Ce sont tout simplement les faiblesses des données utilisées qui expliquent en grande partie les résultats compliqués et parfois déroutants que nous avons obtenus.

Il est bien connu qu'on peut difficilement remédier à la situation quand le fond du problème est la qualité des données. Une possibilité est d'utiliser des variables d'appoint, malgré les conditions rigoureuses requises par l'application d'une telle méthode, et que nos données peuvent très bien ne pas satisfaire.

Le fait que les différentes variables qui représentent grosso modo des conditions similaires appropriées interviennent toutes dans les régressions à un degré significatif et avec des signes opposés peut indiquer qu'il s'agit d'un problème sérieux pour l'interprétation des coefficients, bien que les valeurs généralement très élevées de R^{-2} suggèrent que ces difficultés n'empêchent pas d'obtenir des résultats extrêmement intéressants. En fait, elles laissent à entendre que, d'une manière ou d'une autre, les modèles cernent de très importants aspects du fonctionnement des marchés du travail même si leur interprétation n'est pas claire. Il nous a donc paru utile d'essayer d'utiliser des variables instrumentales, en utilisant certaines variables étudiées comme substituts des autres. En outre, comme la variable de salaire utilisé, soit la rémunération hebdomadaire moyenne, n'est manifestement pas appropriée, nous nous sommes servis des gains horaires moyens dans l'industrie minière, l'industrie manufacturière et la construction comme variable instrumentale. Cette variable souffre malheureusement des mêmes insuffisances que la rémunération hebdomadaire moyenne.

Nous avons simplifié la spécification pour n'y inclure qu'une seule variable de "demande pour la main-d'oeuvre", à savoir V/E ou V/ER , avec Z^1 ou A^2 comme variable instrumentale et une variable de "tension", $1/U^2$ ou $1/UP^2$, avec VU/V comme variable instrumentale. L'Indice des prix à la consommation et les variables décalées des embauchages et des placements ont servi comme leurs propres variables instrumentales. Utilisant la forme courante (V/E) , Z ,

telle qu'utilisée jusqu'ici, n'offre pas suffisamment de variables instrumentales. C'est pourquoi nous nous sommes servis de Z_{-1} comme variable instrumentale pour V/E , et de Z_{-2} pour V/E_{-1} .

A des fins de comparaison, nous avons également calculé des régressions ordinaires pour cette spécification. De plus, nous avons calculé des régressions en nous servant de toutes les variables et de toutes les variables instrumentales. Nous les avons appelées respectivement "régression comparable" et "régression complète".

Nous avons exploré six variantes qui impliquaient l'emploi de $1/U^2$ et $1/UP^2$, avec DW et RW utilisant la spécification avec décalage réparti de la moyenne et les deux variables de chômage avec des décalages d'Almon, y compris un décalage en DW.

Le tableau LXX résume les résultats pour les modèles trimestriels en termes d'estimations des écarts-types des résidus structurels. A des fins de comparaison, en calculant les estimations de la variance des résidus pour les variables instrumentales dans les équations, nous avons divisé par le même nombre de "degrés de liberté" qui nous a servi dans le modèle de régression. Le problème qui peut survenir est celui d'une estimation négative; c'est ce que le tableau LXX indique par un moins et nous n'avons pas continué à vérifier les modèles qui en résultent étant donné que nous ne disposions pas de programmes pour imposer une contrainte raisonnable.

Les résultats figurant au tableau LXX sont très significatifs en termes des erreurs-types d'estimation, notamment pour les versions désaisonnalisées des modèles. A d'autres égards, cependant, les modèles ne sont pas si satisfaisants; c'est ce que révèle le tableau LXXI où figurent les estimations correspondant à l'erreur-type positive la plus faible dans les spécifications "moyennes".

On se rend compte de la difficulté en comparant les valeurs de \bar{R}^2 avec les \bar{R}^2 calculés à partir des résidus. \bar{R}^2 se définit ici comme l'unité moins la variance estimée des écarts, ajustée au nombre de degrés de liberté, et divisée

par la variance de la variable dépendante. R^2 provenant des résidus se définit en prenant la variance de la différence entre la variable dépendante Y_t et la variable

$\sum_{k=1}^K X_{tk} \hat{\beta}_k$ où les X_{tk} sont les valeurs des variables dépendantes et les $\hat{\beta}_k$, les estimations des variables instrumentales correspondantes des coefficients. Au niveau conceptuel, ce résidu inclut les erreurs de mesure, ce qui nous incite à utiliser des variables instrumentales. La fréquence à laquelle celles-ci sont négatives indique un modèle qui laisse plutôt à désirer.

Bien entendu, il est possible que la valeur de R^2 soit négative quand on lui donne cette définition, même si le modèle est exact et que la régression des variables instrumentales produit un ajustement satisfaisant; bien que, dans ce cas, il soit peu probable qu'on puisse obtenir par la régression des résultats très significatifs. Il vaut donc la peine d'examiner les résultats même si les modèles offrent effectivement certains aspects non satisfaisants.

Tels qu'estimés, les modèles peuvent difficilement être considérés comme entièrement satisfaisants, surtout quand on essaie d'en éliminer les variables non significatives. Etant donné le caractère douteux de cette méthode, surtout dans le contexte de régressions sur des variables instrumentales dont les propriétés en tant qu'échantillon fini sont inconnues même dans les meilleures circonstances, les résultats de cet "exercice" peuvent être ignorés en grande partie et nous ne les présentons pas. Ces résultats sont caractérisés par l'élimination de plusieurs coefficients qui semblent être hautement significatifs au tableau LXXI et par des changements de signe dans d'autres coefficients significatifs.

Les éléments qui ressortent du tableau LXXI sont les suivants:

- (a) l'absence presque totale de précision ou de signification statistique dans le cas de S/E;
- (b) la différence dans les schémas des signes en différentes régressions, notamment pour les embauchages et

les placements désaisonnalisés;

- (c) la tendance prédominante des estimations de points, et des estimations significatives, à montrer des changements de signe dans les variables du marché du travail V/ER et $1/U^2$, ce qui suggère que le changement est important. Dans de très nombreuses occasions où on considère V/ER et $1/U^2$ comme des variables complémentaires de la tension du marché, il semble qu'elles exercent leur effet en directions opposées;
- (d) lorsqu'elles sont significatives, les variables de salaires sont affectées du signe attendu, sauf pour les placements désaisonnalisés. Il y a cependant plusieurs autres cas où les estimations de point sont en désaccord avec les résultats attendus.

Les résultats des modèles à décalage d'Almon étaient pour ainsi dire encore moins satisfaisants. Les sommes des coefficients ne sont jamais significatives. Encore une fois, les valeurs de \bar{R}^2 sont élevées mais les sommes des carrés des résidus, tels que définis ci-dessus, sont généralement négatives. Comme les résultats ne sont pas révélateurs, nous ne les présentons pas avec plus de détail.

Les versions mensuelles des régressions sur les variables instrumentales figurent aux tableaux LXXII et LXIII. Ici encore les rendements apparaissent élevées en termes des erreurs-types des équations. En outre, il se produit des estimations négatives dans ces équations. Toutefois, les modèles les mieux réussis sont caractérisés par des valeurs négatives de \bar{R}^2 calculées à partir des résidus, avec comme unique exception la version du mois du minimum pour les embauchages.

Les résultats de ces estimations avec la spécification "moyenne", figurant au tableau LXXIII peuvent maintenant être comparés aux résultats des modèles trimestriels:

- (a) les équations des cessations d'emploi résultent maintenant en des coefficients hautement significatifs;
- (b) les écarts entre les séries sur les embauchages et sur les placements maintiennent mais ne sont plus aussi prononcés;

- (c) les inversions de signes demeurent un élément important;
- (d) dans trois cas, soient H/E désaisonnalisée et les deux équations pour $\Delta ER/ER$ les variables de salaire exercent un effet dans la mauvaise direction, et ce, à un degré significatif.
- (e) enfin, les termes décalés H/E ou P/ER ont des coefficients significatifs tellement élevés qu'ils sont invraisemblables.

Un élément surprenant de ces résultats est que la version désaisonnalisée de $\Delta ELF/ELF$ n'est nullement significative alors que tous les coefficients en sont significatifs dans la version du mois du minimum.

Les spécifications d'Almon utilisées avec des données mensuelles ne sont guère plus encourageantes. Les salaires en particulier révèlent encore de "mauvais" schémas. Les schémas à décalages sont complexes et varient selon les équations.

Peut-être ne faut-il guère s'étonner que notre façon d'utiliser les variables instrumentales ne produise pas de résultats satisfaisants. Dans l'ensemble, ces équations n'ont que peu contribué à améliorer les résultats obtenus dans les équations de régression. Les résultats ne nous ont pas permis d'avoir une vue claire, simple et cohérente du fonctionnement des marchés du travail. C'est pourquoi nous avons jugé préférable de ne pas poursuivre dans cette voie.

RESUME ET CONCLUSIONS

Ce chapitre a été consacré à la vérification des modèles pour les agrégats industriels, basés sur les considérations théoriques exposées antérieurement. Nous nous sommes surtout préoccupés des problèmes de spécification. Les spécifications vérifiées étaient forcément un peu arbitraires, et certaines données disponibles, pour le moins douteuses, ce qui n'a pu qu'ajouter au problème et même altérer les résultats définitifs; mais il n'en demeure pas moins, et rien ne permet de le contester, que les modèles révèlent des caractéristiques véritables des marchés du travail.

En poursuivant ces recherches sur les spécifications, notre principal espoir est de voir ressortir des schémas clairs et précis et de voir s'imposer parmi toutes les possibilités envisagées, quelques-unes qui soient clairement les mieux appropriées. Nous ne saurions affirmer que c'est ce qui s'est produit. En particulier, toutes les formes vérifiées ont semblé être hautement significatives dans au moins un modèle. Qui plus est, la plupart des exceptions semblaient toujours importantes quelque part. Si bien qu'en termes du nombre de paramètres, il n'a pas été possible de nous restreindre à des modèles simples.

Un corollaire particulièrement important de cette conclusion mérite d'être souligné. Les résultats indiquent clairement que le fonctionnement des marchés du travail est relié au genre de variables étudiées. Les valeurs obtenues pour \bar{R}^2 sont pour ainsi dire exceptionnelles, surtout dans les modèles mensuels. Certes, il y a bien quelques exceptions importantes, mais les modèles fournissent quand même une interprétation du fonctionnement des marchés du travail qui semble raisonnable.

Le succès des modèles mensuels réside dans leurs coefficients à la fois significatifs pour certaines variables et distincts des coefficients trimestriels. Ceci renforce l'avantage des données mensuelles et c'est pourquoi nous avons recours à des modèles mensuels dans le reste de cette étude, sauf pour les variations dans les salaires.

En ce qui concerne la distinction entre les différentes possibilités, nos recherches ont été moins réussies. Dans certains cas, le taux global de chômage semblait être la variable appropriée, alors que dans d'autres, celui chez les hommes de 25 à 44 ans donnait des résultats supérieurs. Il faut recourir parfois au niveau des salaires, parfois à leur taux de changement et parfois à leur taux de changement divisé par la moyenne des taux de changement antérieurs. Toutefois on peut généralement interpréter les estimations comme une indication que la variable appropriée est l'une des variables du taux de changement. Chacune des deux manières différentes de traiter les postes vacants était valide dans certains cas; parfois l'une et parfois l'autre forme s'est révélée être la mieux appropriée. Enfin, aucune spécification, ni celle à décalage réparti

d'Almon, ni celle à décalage réparti de la moyenne, ne fait preuve d'une supériorité définitive.

Dans une certaine mesure, on pourrait penser que les résultats indiquent le besoin d'envisager des modèles encore plus complexes combinant diverses variables que nous avons considérées comme une alternative. Malheureusement, une telle opération aggrave le problème de collinéarité et voue à l'échec toute tentative d'étendre ensuite les modèles aux divisions industrielles. Si on envisage des modèles trimestriels, le problème est le nombre de degré de liberté, si les modèles mensuels sont à l'étude, le problème est dans la restriction des facilités de calcul.

Les effets des diverses variables ont déjà été résumés dans les sections précédentes. Il est intéressant de noter que les modèles n'ont ni toujours ni clairement confirmés les résultats attendus au chapitre des salaires, bien que cela puisse découler en partie d'un problème de données. Ils suggèrent que les variables de tension du marché du travail agissent de manière complexe. Comme le phénomène tient peut-être à un problème d'agrégation, nous allons consacrer le chapitre suivant à l'étude des avantages que peut apporter une recherche au niveau de décomposition des divisions industrielles.

Les résultats obtenus pour les variables du taux de changement dans l'emploi et en particulier celles où le niveau de l'emploi est tiré de l'Enquête sur la main-d'oeuvre, sont parmi les plus faibles. Cela est peut-être dû en partie au fait que ces chiffres se rapportent à la totalité de l'économie et non pas à l'agrégat industriel. En conséquence ils se prêtent moins à la comparaison avec les autres variables. Par ailleurs, la contrainte de main-d'oeuvre sur l'emploi potentiel est probablement très forte ici, et la forme de l'équation laisse sérieusement à désirer. Le prochain chapitre touche dans une certaine mesure à ce problème de comparaison au prochain chapitre alors que le chapitre huit s'intéresse à l'autre problème, mais sous une forme différente.

TABLEAU LVI

VARIABLES UTILISEES DANS LES RECHERCHES TRIMESTRIELLES

- a) DP - le taux de variation trimestriel de l'indice des prix à la consommation
- b) DPR - $DP_t / \sum_{j=1}^8 DP_{t-j}$
- c) DW - le taux de variation trimestriel des gains hebdomadaires moyens
- d) DWR - $DW_t / \sum_{j=1}^8 DW_{t-j}$ - le taux de variation des gains hebdomadaires moyens divisé par la moyenne de cette même variable au cours des deux années précédentes
- e) DWS - la moyenne (annuelle) du taux de variation des taux de base des accords conclus au cours du trimestre
- f) DWSR - $DWS_t / \sum_{j=1}^8 DWS_{t-j}$
- g) H/E - la proportion des embauchages par rapport à l'emploi moyen au cours du trimestre précédent
- h) H/U - la proportion des embauchages par rapport au chômage
- i) H/V - la proportion des embauchages par rapport aux postes vacants disponibles
- j) K - une constante
- k) P/ER - la proportion des placements par rapport au nombre d'employés déclaré au cours du trimestre précédent
- l) P/U - la proportion des placements par rapport au chômage

TABLEAU LVI (suite)

- m) P/V - la proportion des placements par rapport aux postes vacants disponibles
- n) S/E - la proportion des cessations d'emploi par rapport au chômage moyen au cours du trimestre précédent
- o) t et t^2 - une tendance et le carré de cette tendance de valeur zéro au cours du dernier trimestre de 1970 et s'accroissant de .25 par trimestre
- p) $1/U^2$ - le carré de la réciproque du taux de chômage
- q) $1/UP^2$ - le carré de la réciproque du taux de chômage pour les hommes âgés de 25 à 44 ans
- r) V/E - la proportion des postes vacants disponibles par rapport au chômage moyen au cours du trimestre précédent
- s) V/ER - la proportion des postes vacants disponibles par rapport au nombre d'employés déclaré au cours du trimestre précédent
- t) V/U - la proportion des postes vacants disponibles par rapport au chômage
- u) VU/L - la proportion des postes restés vacants (à la fin de chaque mois) par rapport à la main-d'oeuvre
- v) VU/V - la proportion des postes restés vacants par rapport aux postes vacants disponibles
- w) W - gains hebdomadaires moyens
- x) Z^1 - la proportion du produit intérieur réel par rapport à l'emploi moyen, l'emploi étant exprimé en centaines de milliers et le produit intérieur réel, sous forme d'indice
- y) Z^2 - comme Z^1 , mais en remplaçant l'emploi moyen par le nombre d'employés déclarés

TABLEAU LVI (suite)

- z) $\Delta ER/ER$ - la variation du nombre d'employés déclaré dans l'agrégat industriel, divisé par le nombre d'employés déclaré au cours du trimestre précédent
- A) $\Delta ELF-ELF$ - la variation de l'emploi total enregistré par l'enquête sur la main-d'oeuvre, divisé par l'emploi au cours du trimestre précédent. Le chiffre pour le mois du minimum sont calculés à partir de l'agrégat de la décomposition par âge et par sexe

TABLEAU LVII
 MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 PROBABILITES RETROSPECTIVES, D'APRES DIVERSES SPECIFICATIONS

A. Embauchages

	Désaisonnalisés				Mois du minimum			
	(H.1)		(H.2)		(H.1)		(H.2)	
	T ₁ ^c	T ₂ ^c						
Total	0.50	0.39	0.09	0.02	0.64	0.00	0.12	0.24
Total de H/E	0.50	0.39	0.09	0.02	0.64	0.00	0.12	0.24
Total de H/U	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Spécification								
Variante 1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03
Variante 2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.21
Variante 3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.54	0.00	0.08	0.00
Variante 4	0.03	0.30	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 5	0.00	0.01	0.01	0.00	0.09	0.00	0.03	0.00
Variante 6	0.46*	0.08	0.06	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00
Variante des données 1	0.20	0.16	0.03	0.01	-	-	-	-
Variante des données 2	0.29	0.23	0.06	0.01	-	-	-	-

TABLEAU LVII (suite)

B. Placements

	Désaisonnalisés				Mois du minimum			
	(H.1)		(H.2)		(H.1)		(H.2)	
	T ₁ ^c	T ₂ ^c						
Total	0.38	0.00	0.62	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00
Total de P/ER	0.38	0.00	0.62	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00
Total de P/U	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Spécification								
Variante 1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 2	0.01	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.73	0.00
Variante 5	0.37	0.00	0.57	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.27	0.00
Variante des données 1	0.37	0.00	0.61	0.00	-	-	-	-
Variante des données 2	0.01	0.00	0.01	0.00	-	-	-	-

TABLEAU LVII (suite)

C. Cessations d'emploi

	Désaisonnalisés		Mois du minimum	
	T_1^c	T_2^c	T_1^c	T_2^c
Total	0.05	0.95	0.01	0.99
Spécification				
Variante 1	0.00	0.00	0.00	0.01
Variante 2	0.00	0.00	0.01	0.98
Variante 3	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 4	0.01	0.75	0.00	0.00
Variante 5	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 6	0.04	0.20	0.00	0.00
Variante des données 1	0.02	0.59	-	-
Variante des données 2	0.03	0.37	-	-

D. (H-S)E

	Désaisonnalisés		Mois du minimum	
	T_1^c	T_2^c	T_1^c	T_2^c
Total	1.00	0.00	1.00	0.00
Spécification				
Variante 1	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 2	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 3	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 4	1.00	0.00	0.18	0.00
Variante 5	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 6	0.00	0.00	0.82	0.00
Variante des données 1	0.00	0.00	-	-
Variante des données 2	1.00	0.00	-	-

TABLEAU LVII (suite)

E. AER/ER

	Désaisonnalisés		Mois du minimum	
	T ₁ ^c	T ₂ ^c	T ₁ ^c	T ₂ ^c
Total	0.14	0.86	1.00	0.00
Spécification				
Variante 1	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 2	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 3	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 4	0.01	0.41	0.12	0.00
Variante 5	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 6	0.13	0.45	0.88	0.00
Variante des données 1	0.01	0.49	-	-
Variante des données 2	0.13	0.37	-	-

F. AELF/ELF

	Désaisonnalisés		Mois du minimum	
	T ₁ ^c	T ₂ ^c	T ₁ ^c	T ₂ ^c
Spécification				
Variante 1	0.00	0.00	0.00	0.00
Variante 2	0.07	0.00	0.00	0.00
Variante 3	0.00	0.00	0.00	0.32
Variante 4	0.00	0.25	0.00	0.19
Variante 5	0.49	0.00	0.00	0.21
Variante 6	0.00	0.19	0.00	0.28
Variante des données 1	0.46	0.41	-	-
Variante des données 2	0.10	0.03	-	-

TABLEAU LVIII

MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL

VALEURS DE F POUR DIVERS GROUPES DE VARIABLES
DANS LES "MEILLEURS" EQUATIONS

A. Désaisonnalisé

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)E	ΔER/ER	ΔELF/ELF
t, t ²	2.90	7.95***	1.96	7.77***	0.48	1.23
z ¹ ou z ²	-	-	1.13	0.82	1.09	1.86
V/E ou V/U	6.68***	46.86***	1.20	8.75***	2.11	1.60
VU/L	8.39***	11.08***	-	10.76***	-	1.37
VU/V	6.36***	5.30***	1.05	7.03***	0.66	2.19
1/U ² ou 1/UP ²	11.03***	6.11***	1.46	10.32***	0.28	1.95
DW, W, ou DWR	3.53***	5.14***	1.65	2.05	1.67	1.48
DP ou DPR	12.87***	8.79***	0.23	11.72***	0.09	5.46***
H/E ou P/ER -1 -1	-	-	0.22	9.87***	0.80	3.83***

B. Mois du minimum

t, t ²	2.55	4.45**	6.96**	3.71**	0.07	0.48
Z	-	5.82**	2.81*	8.45***	3.46**	0.24
V/E ou V/U	9.32***	32.35***	2.92*	5.39***	5.11***	0.76
VU/L	11.84**	14.94**	-	6.94***	23.69***	-
VU/V	0.80	3.65**	0.34	2.07	1.87	0.00
1/U ou 1/UP ²	2.85*	1.07	8.70***	0.55	6.34***	0.87
DW, W, ou SWR	11.27***	1.46	28.19***	4.28**	3.29**	2.82*
DP ou DPR	5.13***	18.97***	2.09	20.82***	5.39**	1.11
H/E ou P/ER -1 -1	-	0.29	39.57***	9.96***	1.92	0.01

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LIX
 MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 "MEILLEURS" REGRESSIONS -- ESTIMATIONS DES COEFFICIENTS
 A. Désaisonnalisé

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	0.150***	-0.025	-0.355	0.115	-0.393	1.574*
t	0.474 ^f	-0.187 ^f	-0.017	0.007	-0.007	0.039
t ²	0.026 ^f	-0.992 ^f	-0.047*** ^f	0.085*** ^f	0.004 ^f	0.065 ^f
Z ₋₁	-	-	-1.647	-0.043	6.494	3.424
Z	-	-	6.983	6.585	-3.587	-10.732
Z ₋₄	-	-	4.028	0.310	4.408	-12.810**
V/E ou V/U	0.342***	0.426***	-	0.957***	-1.635**	-0.396
V/E ₋₁ ou V/U ₋₁	-0.084	0.503***	0.024	1.157	-1.108	1.311
$\overline{V/E}$ ou $\overline{V/U}$	-1.926***	-0.902***	-0.094	-6.613***	1.730	-6.216***
V/E ₋₄ ou V/U ₋₄	0.042	-0.825***	-0.032	-1.749**	1.337	-0.085
V/UL ₋₁	4.384	-2.860***	-	-10.775**	-	11.323
$\overline{VU/L}$	16.719**	7.449***	-	67.709***	-	36.188
$\overline{VU/L}_{-4}$	-1.340	8.103***	-	25.338***	-	16.940
VU/V ₋₁	-0.046	0.041**	0.027	0.148	0.170	-0.207
$\overline{VU/V}$	-0.295**	-0.118***	-0.006	-1.162***	-0.019	-0.946**
VU/V ₋₄	-0.038	-0.133***	-0.023	-0.462***	-0.078	-0.374
1/U ² ₋₁	-0.035 ^a	-0.009 ^a	-0.025	-0.017	0.036	-0.066 ^a
$\overline{1/U^2}$	-0.216**	-0.068***	0.598*	-1.224***	-0.201	-0.121
$\overline{1/U^2}_{-4}$	0.090	-0.085***	0.261	-0.728	-0.019	-0.627**

TABLEAU LIX (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
DW	0.031 ^c	-0.090*** ^{ef}	-0.125 ^c	0.067 ^c	0.541 ^c	0.586* ^{ef}
DW ₋₁	0.030	-0.043	-0.053	-0.009	0.675	0.510
\overline{DW}	-	-0.118***	-	-	-	-0.286
\overline{DW}_{-4}	-	0.096	-	-	-	-1.068
DP ₋₁	-0.145***	-0.045*	0.024 ^c	-0.205*** ^c	-0.083 ^c	-0.385
\overline{DP}	-	0.073	-	-	-	0.355
\overline{DP}_{-4}	-	-0.314***	-	-	-	-2.801***
H/E ₋₁ ou P/ER ₋₁	-	-	0.221	-0.931***	1.355	-3.355*
$\overline{R^2}$	0.976	0.980	0.955	0.895	0.506	0.411
D.W.	2.85	2.10	2.64	2.66	2.20	2.54

^a $1/UP^2$ est utilisé

^c on utilise DWR ou DPR

^e on utilise W

^f multiplié par 100

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LIX (suite)

B. Mois du minimum

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
K	0.131	0.104***	-0.288	0.633**	-0.839*	0.517
t	0.017	0.116*** ^a	-0.020***	0.019***	0.003	0.018
t ²	0.046*** ^a	0.003 ^a	-0.075*** ^a	0.001 ^a	0.010 ^a	0.046 ^a
Z ₋₁	-	0.004	-1.311*	3.801***	-7.256***	1.403
\bar{Z}	-	-1.050***	4.040	-14.203***	8.703	0.379
\bar{Z}_{-4}	-	0.085**	2.780	-8.837**	-0.741	-0.059
V/E ou V/U	0.718***	0.310***	-	0.272*	1.924***	4.364
V/E ₋₁ ou V/U ₋₁	0.275***	0.091	0.000	0.330	0.364	1.575
$\overline{V/E}$ ou $\overline{V/U}$	0.341	-0.127*	-0.101	1.411**	3.636**	-21.258
$\overline{V/E}_{-4}$ ou $\overline{V/U}_{-4}$	0.133	0.070	-0.095**	-0.295	-2.080**	-2.333
VU/L ₋₁	-0.479***	-5.877***	-	-0.338***	-2.180***	-
$\overline{VU/L}$	0.431	1.530	-	0.534***	1.221**	-
$\overline{VU/L}_{-4}$	0.620**	-10.832	-	0.319*	2.652***	-
VU/V ₋₁	0.042	0.008	0.011	0.069*	0.151	0.004
$\overline{VU/V}$	-0.134	-0.013	-0.046	0.013	0.065	-0.014
$\overline{VU/V}_{-4}$	-0.055	0.027***	0.005	-0.043	-0.147	-0.000
1/U ² ₋₁	0.032* ^c	0.040	0.016 ^b	-0.020 ^b	0.336 ^b	-0.114
$\overline{1/U^2}$	-1.13*	0.040	1.67**	-0.018	-0.842	-0.967
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-1.28**	0.043	0.127**	-0.006	-3.874***	0.127
DW	-0.152 ^{ae}	-0.010 ^d	-0.182**	0.278** ^d	-0.435 ^d	0.410* ^{ae}
DW ₋₁	0.328**	0.023	0.156**	0.193	0.407	0.642**
\overline{DW}	0.720*	-	-1.079***	-	-	-1.455**
\overline{DW}_{-4}	-1.198***	-	-1.074***	-	-	0.038

TABLEAU LIX (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
DP ₋₁	-0.250**	-0.076***	0.230**	-0.412***	-0.729*** ^d	-0.429
\overline{DP}	0.244	-	-0.216	-	-	0.840
\overline{DP}_{-4}	-0.662*	-	0.255	-	-	-0.502
H/E ₋₁ ou P/ER ₋₁	-	0.067	0.597***	-0.495***	3.691	-0.083
\overline{R}^2	0.983	0.983	0.975	0.982	0.959	0.230
D.W.	3.08	1.91	2.61	2.64	2.31	2.05

^a Le coefficient est multiplié par 100

^b On utilise $1/UP^2$

^d On utilise DWR ou DPR

^e On utilise W

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LX
 MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 "MEILLEURS" REGRESSIONS APRES ELIMINATION DES VARIABLES NON SIGNIFICATIVES

A. Désaisonnalisé

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
K	0.154***	-0.022***	0.050***	0.615***	0.719***	-0.608***
t	0.007***	-0.149*** ^a	-0.074*** ^a	0.015***	-	-0.025***
t ²	0.038*** ^a	-	-	-	-	-0.057*** ^a
Z ₋₁	-	-	-	2.890***	-	4.467***
\bar{Z}	-	-	-	-12.546***	-	-
\bar{Z}_{-4}	-	-	-	-7.515***	-	-
V/E ou V/U	0.373***	0.431***	-	0.054***	-	-
V/E ₋₁ ou V/U ₋₁	-	0.504***	-	-0.027***	-1.809***	2.055***
\bar{V}/E ou \bar{V}/U	-2.049***	-0.692***	-	0.168***	-1.321*	-1.503***
\bar{V}/E_{-4} ou \bar{V}/U_{-4}	-	-0.456***	-	0.023***	-4.173***	1.028***
VU/L	1.964***	-3.140***	-	-	-	-
\bar{VU}/L	19.746***	5.307***	-	-	-	-
\bar{VU}/L_{-4}	-0.666***	4.814***	-	-	-	-
VU/V ₋₁	-	0.051***	-	-	-	0.179***
\bar{VU}/V	-0.354***	-0.102***	-	0.110***	-	-0.235***
\bar{VU}/V_{-4}	-	-0.073***	-	-	-	-

TABLEAU LX (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
$1/U^2_{-1}$	-	-	0.019***	-	-	-
$\overline{1/U^2}$	-0.293***bc	-0.055***bc	0.062***	-1.214***	-	-
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-	-0.053***	-0.039***	-	-	-
DW	-	-0.063***a	-	0.092**d	-	0.351***ae
DW ₋₁	-	-	-	0.085**	-	-
\overline{DW}	-	0.115***a	-	-	-	-
\overline{DW}_{-4}	-	-	-	-	-	-
DP ₋₁	-0.124***d	-0.053**	-	-0.229***	-	-0.440*
\overline{DP}	-	0.045	-	-	-	0.479
\overline{DP}_{-4}	-	-0.320***	-	-	-	-2.117***
$\overline{H/E}_{-1}$ ou $\overline{P/ER}_{-1}$	-	-	-	-4.480***	-	-2.585**
$\overline{R^2}$	0.973	0.979	0.954	0.891	0.375	0.406
D.W.	2.48	2.23	2.25	2.72	1.36	2.69

^a Multiplié par 100

^b On utilise $1/UP^2$

^d On utilise DPR

^e On utilise W

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

Les lettres renvoient au coefficient au dessous desquels elles apparaissent

TABLEAU LX (suite)

B. Mois du minimum

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	-0.204***	0.085***	0.008	0.953***	-0.511**	0.144***
t	-	0.062 ^C	-0.011	0.024***	0.010***	0.010***
t ²	-	-	-0.058*** ^C	-	-	0.038*** ^a
Z ₋₁	-	-	-0.756**	4.699***	-9.111***	-
\bar{Z}	-	-0.972***	-	-18.228***	-	-
\bar{Z}_{-4}	-	0.048**	-	-11.100***	-	-
V/E ou V/U	0.929***	0.326***	-	0.203*	1.939***	-
V/E ₋₁ ou V/U ₋₁	0.181**	0.134***	-	-	1.943***	-
$\overline{V/E}$ ou $\overline{V/U}$	-	-	-0.075***	1.636***	2.114*	-
$\overline{V/E}_{-4}$ ou $\overline{V/U}_{-4}$	-	-	-0.076***	-	-2.138***	-
VU/L ₋₁	-0.307***	-6.515**	-	-0.370***	-1.879***	-
$\overline{VU/L}$	0.574***	1.098	-	0.467***	1.496***	-
$\overline{VU/L}_{-4}$	0.299***	-7.652***	-	0.154**	2.481***	-
VU/V ₋₁	-	-	-	0.079***	-	-
$\overline{VU/V}$	-	0.004	-	-	-	-
$\overline{VU/V}_{-4}$	-	0.040***	-	-	-	-
1/U ² ₋₁	0.034*** ^a	-	-	-	-	-
$\overline{1/U^2}$	-0.140***	-	0.161***	-	0.001 ^e	-
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-0.0637***	-	0.108**	-	-4.672***	-

TABLEAU LX (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
DW	-	-	-0.203***	0.352 ^{d***}	-	-
DW ₋₁	0.448 ^{b***}	-	0.117**	0.355***	0.966 ^{d**}	-
\overline{DW}	-0.053	-	-0.956**	-	-	-0.524 ^{ab***}
\overline{DW}_{-4}	-0.419***	-	-1.012***	-	-	0.439***
DP ₋₁	-0.278***	-0.085*** ^d	0.190**	-0.453***	-0.652**	-
\overline{DP}	0.451	-	-	-	-	-
\overline{DP}_{-4}	-0.617**	-	-	-	-	-
$\overline{H/E}_{-1}$ ou $\overline{P/ER}_{-1}$	-	-	0.599***	-0.216***	-	-
\overline{R}^2	0.983	0.982	0.978	0.983	0.058	0.214
D.W.	2.31	1.73	2.28	2.40	2.02	1.87

^a Multiplié par 10,000

^b On utilise W

^d On utilise DPR ou DWR

^e On utilise $1/UP^2$

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LXI

MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 LOGARITHMES DES PROBABILITES RETROSPECTIVES EN FAVEUR DES SPECIFICATIONS
 D'ALMON SUR LES MEILLEURS SPECIFICATIONS MOYENNES

A. Désaisonnalisé

Spécification	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
1	-3.39	7.31	-8.63	-6.14	1.01	-10.04
2	2.15	21.84	-4.52	-6.30	-1.24	-9.14
3	-4.09	8.77	-6.15	-4.26	0.00	-5.26
4	-1.96	6.88	-6.84	-7.21	0.44	-8.31

TABLEAU LXI (suite)

B. Mois du minimum

Spécification	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
1	4.46	-10.84	-3.59	1.44	-11.64	3.52
2	-7.90	-4.03	-20.69	-0.35	-7.73	3.02
3	-27.65	-4.42	-11.26	-6.17	-10.37	2.68
4	-21.27	-9.98	-8.14	-3.04	-9.08	4.83

TABLEAU LXII
 MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 SOMMAIRE DES MEILLEURES SPECIFICATIONS D'ALMON

A. Désaisonnalisé

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
t, t^2	F	3.70**	26.53***	1.76	4.90**	0.69	0.37
Z	Somme	-	-	6.34	-16.38	-0.003	0.585
	F	-	-	0.16	2.40	1.36	0.20
	Schéma	-	-	+ -	- +	(+) - +	- +
V/E ou V/U	Somme	3.193	-0.898***	0.136	-4.12	45.037	-5.187
	F	6.47***	128.85***	0.65	3.51**	2.50	0.70
	Schéma	- + -	+ + -	+ +	+ - -	- + -	+ - -
VU/L	Somme	-9.541	14.343***	-	77.04**	-	0.056
	F	3.67**	28.24***	-	1.92	-	0.72
	Schéma	+ -	- +	-	+ +	-	+ +
VU/U	Somme	0.386	-0.244***	0.165**	-1.025*	0.186	-1.015
	F	1.79	21.07***	1.92	2.24	1.13	0.77
	Schéma	- +	- -	+ +	- -	+ (-) +	- -
$1/U^2$	Somme	-0.647*	-0.175***	-1.160	-2.617***	-0.517*	-0.745 ^c
	F	10.64***	22.87***	2.50*	8.17***	1.18	0.90
	Schéma	- -	- -	- -	- -	+ -	- -

TABLEAU LXII (suite)

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
DW	Somme	0.852*** ^a	0.113*** ^a	-0.469*** ^a	0.069 ^d	0.397*	0.431 ^d
	F	2.53*	17.38***	1.15	0.50	4.30	1.30
	Schéma	+ + +	- + +	- - -	+ +	+ + -	- +
DP	Somme	1.746***	-0.278***	-0.854	0.428	3.477	28.900*
	F	4.92	17.36***	1.47	2.00	2.29	1.85
	Schéma	- +	+ -	- +	+ -	+ -	+ -
H/E ₋₁ ou P/ER ₋₁	Coeffi- cient	-	-	0.334*	-0.814***	1.428	-0.674
\bar{R}^2		0.972	0.990	0.951	0.870	0.562	0.267
D.W.		2.94	2.79	2.93	2.97	2.48	2.53

^a On utilise W^b On utilise DWR^c On utilise 1/UP²^d On utilise DWR non-Almon^e Multiplié par 100

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LXII (suite)

B. Mois du minimum

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
t, t ²	F	3.97**	1.90	7.31	7.96***	0.60	0.36
Z	Somme	-	-0.966	24.03***	-32.935*	0.044	-0.004
	F	-	4.87***	3.28*	5.17**	1.88	0.29
	Schéma	-	+ -	++	--	+ - (+)	(+) - +
V/E ou V/U	Somme	0.016	0.423***	-0.290**	2.495***	0.428	-150.875
	F	23.46***	58.09***	6.72***	9.85***	9.32	0.08
	Schéma	+ - +	+ (+) - +	--	+++	+ - (+)	- - -
VU/L	Somme	0.840***	-0.156**	-	1.101*	0.403	-
	F	15.88***	2.97**	-	3.53**	4.21	-
	Schéma	+ -	- (+) -	-	- + (-)	- +	-
VU/V	Somme	-0.167**	0.007	-0.001	-0.139	-0.098	0.225
	F	13.91***	2.97**	0.28	3.68**	0.63	0.62
	Schéma	- +	(+) - +	+ -	- +	(+) - +	+ (-) +
1/U ²	Somme	-0.346***	-0.011	-0.292	-0.463	-3.102* ^c	-0.416
	F	3.74**	0.05	4.27**	6.46***	1.64	0.18
	Schéma	- -	(-) + -	++	--	+ -	- +
DW	Somme	3.196***	-0.036 ^a	-0.142	3.863**	3.196 ^a	-0.049 ^b
	F	30.72***	5.13***	18.17***	3.35**	2.82	2.12
	Schéma	+ + -	+ + -	- + -	+++	+ + -	+ - +

TABLEAU LXII (suite)

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
DP	Somme	-1.112	0.221	-2.103	0.561	-34.839*	0.313
	F	13.52***	9.56***	1.97	6.93***	0.27	0.39
	Schéma	+ -	(-) + -	- -	+ -	- -	(-) + -
H/E ₋₁ ou P/ER ₋₁	Coeffi- cient	-	-0.082	0.350***	-0.412***	-1.007	0.634
\bar{R}^2		0.986	0.982	0.970	0.985	0.951	0.243
D.W.		2.72	2.52	2.53	2.75	2.31	2.53

TABLEAU LXIII
 MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 "MEILLEURS" REGRESSIONS -- ESTIMATIONS DES COEFFICIENTS,
 TENANT COMPTE DE PERTURBATIONS D'AUTOCORRELATION
 A. Désaisonnalisées

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
K	0.112	-0.010	0.337	0.876	-0.254	0.553
t	0.082 ^a	-0.122 ^a	-0.016**	0.005	-0.007	0.005
t ²	0.006 ^a	0.003 ^a	-0.041**	0.067 ^{a***}	-0.003 ^a	-0.015 ^a
Z ₋₁	-	-	-1.675	-0.596	6.309	4.599*
Z	-	-	6.592*	6.602	-4.133	-7.950
Z ₋₄	-	-	4.076	0.533	4.313	-8.178
V/E ou V/U	0.446***	0.427***	-	1.076***	-1.703**	0.079
V/E ₋₁ ou V/U	-0.609**	0.577	0.022	0.580	-1.138	2.010
$\overline{V/E}$ ou V/U	-1.200*	-1.002***	-0.084*	-5.797***	1.239	-3.672

TABLEAU LXIII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
$\overline{V/E}_{-4}$ ou V/U	-0.047	-0.768***	-0.033	-1.805***	0.694	0.625
VU/L_{-1}	8.039***	-3.255***	-	-6.704	-	2.805
$\overline{VU/L}$	1.000*	7.853***	-	60.467***	-	17.436
$\overline{VU/L}_{-4}$	-1.290	7.830***	-	24.446***	-	9.439
VU/V_{-1}	-0.102**	0.047***	0.018	0.075	0.147	0.060
$\overline{VU/V}$	-0.154	-0.133***	0.003	-1.013***	0.004	-0.664
$\overline{VU/V}_{-4}$	-0.414	-0.132***	-0.021	-0.456***	-0.025	-0.197
$1/U^2_{-1}$	-0.026*	-0.010	-0.017	-0.032	-0.066	-0.005
$\overline{1/U^2}$	-0.204***	-0.067***	0.517*	-1.175***	-0.251	-0.030
$\overline{1/U^2}_{-4}$	0.150*	-0.086***	0.261	-0.623***	-0.042	-0.374

TABLEAU LXIII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
DW	0.018	-0.074*** ^a	-0.132*	0.049	0.562	0.639
DW ₋₁	0.041**	-0.043	-0.069	-0.010	0.879*	0.371
\overline{DW}	-	0.134***	-	-	-	-0.183
\overline{DW}_{-4}	-	-0.043	-	-	-	-0.731
DP ₋₁	-0.188***	-0.044*	0.011	-0.209***	-0.259	-0.608**
\overline{DP}	-	0.079	-	-	-	0.113
\overline{DP}_{-4}	-	-0.369***	-	-	-	-2.591***
(H/E) ₋₁ ou (P/ER) ₋₁	-	-	0.236	-0.776	1.393	-3.633**
ρ	-0.688	-0.244	-0.381	-0.545	-0.142	-0.540
$\overline{R^2}$	0.997	0.987	0.983	0.954	0.578	0.675

^a Multiplié par 100^b Multiplié par 10,000^c On utilise W $\overline{R^2}$ calculé pour l'équation transformé utilisant ρ décalé

* Significatif au niveau .10

**Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LXIII (suite)

B. Mois du minimum

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	0.551**	0.105***	-0.342	0.786***	-0.837**	0.412
t	0.288***	0.122*** ^a	-1.614*** ^a	0.023***	0.180 ^a	0.013
t ²	0.061*** ^a	0.003 ^a	-0.045*** ^a	0.006 ^a	0.010 ^a	0.032 ^a
Z ₋₁	-	0.025	-0.036	3.292***	-7.478***	1.260
\bar{Z}	-	-1.091***	3.728	-16.355***	9.575*	0.321
\bar{Z}_{-4}	-	0.089***	3.540	-9.841***	-0.661	-0.036
V/E ou V/U	0.531**	0.313***	-	0.224	1.885***	3.631
V/E ₋₁	0.426***	0.108*	-0.037*	0.417*	-0.122	1.609
$\overline{V/E}$	0.009	-0.135*	-0.089	1.662***	3.578***	-17.073
$\overline{V/E}_{-4}$	0.144	0.073	-0.077**	-0.343	-2.018**	-6.059

TABLEAU LXIII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
VU/L_{-1}	-0.583***	-0.059***	-	-0.377***	-2.051***	-
$\overline{VU/L}$	0.374	0.014	-	0.625	1.167	-
$\overline{VU/L}_{-4}$	0.574***	-0.107***	-	0.028**	2.469***	-
VU/V_{-1}	0.091***	0.008	-0.005	0.069*	0.153	0.041
$\overline{VU/V}$	-0.226***	-0.013	-0.050*	0.034	0.075	-0.037
$\overline{VU/V}_{-4}$	-0.092**	0.027***	0.002	-0.029	-0.142	0.016
$1/U^2_{-1}$	0.394***	0.035	0.098	-0.095	0.466	0.149
$\overline{1/U^2}$	-0.856**	0.046	1.488***	-0.443	-0.980	-1.108
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-1.146***	0.039	0.888*	-0.012	-3.515***	0.184
DW	-0.079	-0.013	-0.024	0.313**	0.339	0.420* ^{ac}
DW_{-1}	0.198*	0.019	0.058	0.283*	0.826	0.503

TABLEAU LXIII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
\overline{DW}	0.957***	-	-0.632*	-	-	-1.313***
\overline{DW}_{-4}	-1.683***	-	-0.803***	-	-	0.118
DP_{-1}	-0.280***	-0.074***	0.310***	-0.503***	-1.047***	-0.455
\overline{DP}	0.284	-	-0.325	-	-	0.725
\overline{DP}_{-4}	-0.703***	-	0.075	-	-	-0.493
$(H/E)_{-1}$ ou $(P/ER)_{-1}$	-	0.026	0.867***	-0.506***	4.780	0.008
ρ	0.912	0.097	-0.900	-0.498	-0.317	-0.160
\overline{R}^2	0.998	0.983	0.996	0.988	0.966	0.298

TABLEAU LXIV
 MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 SOMMAIRE DES MEILLEURS SPECIFICATIONS D'ALMON,
 TENANT COMPTE DES CORRELATIONS SERIELLES DES RESTES

A. Désaisonnalisé

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
t, t^2	F	7.49***	1.50	5.27**	3.56***	1.65	0.61
Z	Somme	-	-	2.201***	-0.029	0.650	2.039
	F	-	-	3.61**	0.92	1.82	0.38
	Schéma	-	-	++	-+	(+) - +	(+) - +
V/E ou V/U	Somme	4.112***	-0.766***	-0.017**	-3.845	-139.954	-3.868
	F	11.56***	83.83***	2.48*	11.23***	3.78**	0.91
	Schéma	+++	+-	--	+ -	- (-) + -	++ -
VU/L	Somme	-1.808	13.096***	-	59.389*	-	43.554
	F	4.43**	27.45***	-	2.60*	-	0.75
	Schéma	+ -	= +	-	- +	-	++
VU/V	Somme	0.593**	-0.228***	0.028	-7.385	0.272	-0.771
	F	2.73*	13.77***	1.00	3.83**	1.35	1.49
	Schéma	- +	- +	+ -	+ -	+ (-) +	+ -
$1/U^2$ ^a	Somme	-0.554*	-0.163*	-0.093*	-1.921***	-0.573***	-0.620
	F	17.54***	4.91***	5.83***	13.59***	3.62**	0.84
	Schéma	--	++	++	--	+ -	--

TABLEAU LXIV (suite)

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
DW	Somme	0.901***	0.105 ^{bc} ***	-0.189	0.016	3.97 ^c	0.138 ^d
	F	5.28***	7.15***	0.50	0.07	4.08**	1.73
	Schéma	+ + +	- - +	- + -	+ +	+ + -	- +
DP	Somme	1.879***	-0.307***	-0.899***	0.252***	3.53**	29.263**
	F	9.40***	8.20***	7.23***	7.33***	1.83	2.43*
		- + (-)	(-) + -	- +	+ -	+ -	+ -
H/E ₋₁ ou P/E ₋₁	Coeffi- cient	-	-	0.532***	-0.942	1.678*	-0.685
ρ		-0.636	-0.478	-0.499	-0.792	-0.322	-0.336
\bar{R}^2		0.995	0.996	0.995	0.963	0.707	0.458

^a Multiplié par 10,000^b On utilise W^c On utilise RW^d On utilise RW non-Almon^e Multiplié par 100 \bar{R}^2 Calculé pour équation transformée à l'aide de $\log \rho$

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LXIV (suite)

B. Mois du minimum

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
t, t ²	F	5.81	4.29**	10.05***	19.44***	1.00	0.51
Z	Somme	-	-1.004*	14.09	-28.62	0.078	-0.002
	F	-	3.87***	3.75**	7.61***	2.71	0.55
	Schéma	-	(+) - (+)	+ +	- -	+ -	(+) - +
V/E ou V/U	Somme	-0.045	0.321***	0.233***	0.266***	-6.468	-22.543
	F	28.92***	17.33***	14.33***	16.72***	8.74***	0.74
	Schéma	+ + -	+ (+) - +	- -	+ + +	+ - (+)	- + -
VU/L	Somme	0.917***	-15.920**	-	0.798	0.955	-
	F	20.09***	3.59**	-	2.61*	0.90	-
	Schéma	+ -	- (+) -	-	+ +	- +	-
VU/V	Somme	-0.173***	-0.005	-0.053	-0.533	-0.122	0.339
	F	17.07***	1.36	2.15	7.31***	1.01	2.74*
	Schéma	- +	- +	(-) + -	- +	- +	+ (-) +
1/U ² ^a	Somme	-0.363***	-0.030	0.341***	-0.531***	-2.959**	0.018
	F	5.31***	1.59	9.04***	11.37***	0.47	1.15
	Schéma	- -	(-) + -	+ +	- -	- -	(+) - +
DW	Somme	3.283***	-0.069 ^{bc}	-0.012	4.487***	1.001	0.236 ^b
	F	36.92***	1.13	2.98*	5.46***	4.21**	2.00
	Schéma	+ + -	+ + -	+ - -	+ + +	+ + -	+ - +

TABLEAU LXIV (suite)

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
DP	Somme	-1.287	0.235	-1.080	1.365	-42.295**	0.083
	F	17.35***	1.40	3.06*	12.32***	1.30	2.47*
	Schéma	+ -	(-) + -	- +	+ -	- -	(-) + -
H/E ₋₁ ou P/E ₋₁	Coeffi- cient	-	-0.012	0.746***	-0.729**	0.492	1.057
ρ		-0.396	-0.411	-0.900	-0.912	-0.354	-0.395
\bar{R}^2		0.991	0.990	0.995	0.994	0.959	0.488

TABLEAU LXV
MODELES MENSUELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
PROBABILITES RETROSPECTIVES
A. Embauchages

		Désaisonnalisé					Mois du minimum				
		M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total	M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total
Spécification	Total	0.44	0.07	0.39	0.00	1.00	0.79	0.00	0.23	0.00	1.00
Variante 1		0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.09	0.00	0.09
2		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.14	0.00	0.14
3		0.00	0.00	0.05	0.00	0.05	0.23	0.00	0.00	0.00	0.23
4		0.44	0.00	0.24	0.00	0.68	0.28	0.00	0.00	0.00	0.28
5		0.00	0.00	0.19	0.00	0.19	0.13	0.00	0.00	0.00	0.13
6		0.00	0.07	0.00	0.00	0.07	0.15	0.00	0.00	0.00	0.15

B. Placements

		Désaisonnalisé					Mois du minimum				
		M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total	M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total
Spécification	Total	0.07	0.00	0.92	0.00	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00
Variante 1		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2		0.00	0.00	0.15	0.00	0.15	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3		0.00	0.00	0.03	0.00	0.03	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01
4		0.03	0.00	0.00	0.00	0.03	0.69	0.00	0.00	0.00	0.69
5		0.00	0.00	0.72	0.00	0.72	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01
6		0.04	0.00	0.02	0.00	0.06	0.29	0.00	0.00	0.00	0.29

C. Cessations d'emploi

		Désaisonnalisé					Mois du minimum				
		M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total	M.1	M.1	AM.1	AM.2	Total
Spécification	Total	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00
Variante 1		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4		0.00	0.11	0.00	0.00	0.11	0.00	0.36	0.00	0.00	0.36
5		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6		0.00	0.89	0.00	0.00	0.89	0.00	0.64	0.00	0.00	0.64

TABLEAU LXV (suite)

D. (H-S)/E

		Désaisonnalisé					Mois du minimum				
		M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total	M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total
Spécification	Total	0.00	0.00	0.69	0.30	1.00	0.98	0.00	0.02	0.00	1.00
Variante 1		0.00	0.00	0.50	0.00	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2		0.00	0.00	0.09	0.26	0.35	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01
3		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4		0.00	0.00	0.02	0.00	0.02	0.86	0.00	0.00	0.00	0.86
5		0.00	0.00	0.07	0.04	0.11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6		0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.12	0.00	0.01	0.00	0.13

E. ΔER/ER

		Désaisonnalisé					Mois du minimum				
		M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total	M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total
Spécification	Total	0.01	0.99	0.00	0.00	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00
Variante 1		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3		0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01
4		0.00	0.46	0.00	0.00	0.46	0.72	0.00	0.00	0.00	0.72
5		0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.02
6		0.01	0.51	0.00	0.00	0.52	0.26	0.00	0.00	0.00	0.26

F. ΔELF/ELF

		Désaisonnalisé					Mois du minimum				
		M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total	M.1	M.2	AM.1	AM.2	Total
Spécification	Total	0.00	0.98	0.00	0.02	1.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00
Variante 1		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4		0.00	0.53	0.00	0.01	0.54	0.00	0.49	0.00	0.00	0.49
5		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6		0.00	0.45	0.00	0.01	0.46	0.00	0.51	0.00	0.00	0.51

TABLEAU LXVI

MODELES MENSUELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL

VALEURS DE F POUR DIVERSES VARIABLES -- "MEILLEURE" EQUATION MOYENNE

A. Désaisonnalisé

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
t, t^2	6.13***	2.42*	4.13**	0.11	2.07	-
Z_1	1.26	2.28*	1.70	1.63	15.03***	-
V/E ou V/U	13.58***	36.70***	1.85	4.20***	1.30	-
VU/L	7.02***	4.62***	-	-	-	-
VU/V	6.64***	4.27***	4.32***	3.09**	0.62	-
$1/U^2$ ou $1/UP^2$	5.93***	1.54	1.98	2.04**	0.99	-
DW, W, ou DWR	0.86	1.09	0.48	0.07	0.69	-
DP ou DPR	0.49	0.24	3.40*	1.93	2.14	-
H/E_{-1}	0.81	4.14**	0.46	0.11	1.07	-

TABLEAU LXVI (suite)

B. Mois du minimum

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
t, t ²	3.60**	2.72*	0.50	0.58	4.33**	-
Z ₁	4.99***	1.45	21.58***	16.26***	12.31***	-
V/E ou V/U	39.88***	125.56***	2.47**	9.11***	14.45***	-
VU/L	3.43**	7.95***	-	3.48**	6.23***	-
VU/V	4.40***	5.30***	1.99	5.22***	8.29***	-
1/U ² ou 1/UP ²	1.58	2.16*	4.25***	3.82***	5.86***	-
DW, W, ou DWR	17.52***	1.84	15.71***	22.45***	3.71***	-
DP ou DPR	0.73	0.15	5.29***	1.37	2.25	-
H/E ₋₁	4.97*	8.85***	0.29	0.32	4.17**	-

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LXVII

MODELES MENSUELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL

'MEILLEURE' MOYENNE DES REGRESSIONS DES SPECIFICATIONS -- ESTIMATION DES COEFFICIENTS

A. Désaisonnalisé

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
K	-0.093	-0.082**	-0.214	0.069	-0.373	0.024
t	-0.008	0.179*** ^a	-0.010**	0.003	-0.010*	0.043 ^a
t ²	0.049*** ^a	0.002 ^a	-0.070*** ^a	0.019 ^a	0.019 ^a	-0.001 ^a
Z ₋₁	0.932	0.125	-0.093	3.763	14.038***	0.717
Z ^Q	0.388	0.219	-1.472	-0.997	-9.134**	-0.094
Z ^A	4.781	-0.736	8.563***	-5.449	3.117	-0.906
Z ^A ₋₁₂	3.149	-1.494**	1.225	0.761	2.571	0.230
V/E ou V/U	0.584***	0.378***	-	0.024***	0.041*	-0.005
V/E ₋₁	1.067**	0.208*	0.000	-0.001	-0.018	0.013
V/E ^Q	0.004	0.134	0.034**	-0.016	-0.041	-0.007
V/E ^A	-4.107***	-0.534**	-0.059**	0.028	-0.013	-0.001
V/E ^A ₋₁₂	-0.765	-0.078	-0.003	-0.039	-0.005	0.004
VU/L ₋₁	-7.692**	-2.567***	-	-	-	-
VU/L ^Q	-3.561	-0.298	-	-	-	-
VU/L ^A	38.313***	4.408**	-	-	-	-
VU/L ^A ₋₁₂	0.902*	0.668	-	-	-	-
VU/V ₋₁	0.145**	0.050**	-0.034**	0.030	-0.012	-0.043*
VU/V ^Q	0.060	-0.014	0.001	0.055	0.038	0.033
VU/V ^A	-0.694***	-0.090**	0.084***	-0.054	-0.043	0.035
VU/V ^A ₋₁₂	-0.181***	0.013	-0.012	-0.031	-0.100	-0.020

TABLEAU LXVII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
$1/U^2_{-1}$	0.112*** ^c	0.004 ^c	-0.010 ^c	0.039 ^c	-0.039 ^c	-0.022 ^c
$(1/U^2)^Q$	-0.111**	-0.009	-0.018	-0.088	0.006	0.024
$(1/U^2)^A$	-0.548***	-0.006	0.232**	-0.157	0.142	0.013
$(1/U^2)^A_{-12}$	-0.321**	-0.040**	0.083	0.304	0.084	-0.036
DW	0.008 ^d	0.007 ^d	0.007 ^d	0.003 ^d	-0.053 ^d	-0.016 ^d
DW ^Q	-0.001	-0.003	-0.001	0.003	-0.050	0.016
DW ^A	-	-	-	-	-	-
DW ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-
DP ₋₁	-0.013	0.006	-0.033	0.040	0.053	0.046
DP ^Q	-	-	-	-	-	-
DP ^A	-	-	-	-	-	-
DP ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-
H/E ₋₁	0.006	0.060	0.043	-0.137	0.997	-0.334
ρ	-0.152	0.115	-0.159	0.098	-0.240	-0.302
\bar{R}^2	0.923	0.931	0.885	0.522	0.163	-0.015
S.E.E.	0.162 ^a	0.076 ^a	0.177 ^a	0.256 ^a	0.934 ^a	0.392 ^a
D.W. pour les régressions originales	0.212	1.97	2.28	1.91	2.07	2.59

TABLEAU LXVII (suite)

B. Mois du minimum

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	-0.809**	-0.072*	-0.656**	0.434	-0.958***	-0.025
t	-0.022**	-0.141 ^a	-0.020**	0.011	-0.020**	-0.079 ^a
t ²	0.016 ^a	-0.002 ^a	-0.029 ^a	0.033 ^a	0.009 ^a	0.000
Z ₋₁	-0.980	0.065	-2.066	-0.983	4.408**	-0.051
Z ^Q	1.846*	-0.428***	-3.490**	6.814***	2.419	0.419
Z ^A	7.356**	1.046**	14.595***	-7.611	7.546	-0.128
Z ^A ₋₁₂	1.342	0.676	9.342*	-8.071	7.451	0.465

V/E ou V/U	0.874***	0.442***	-	0.823***	1.755***	-0.025*
V/E ₋₁	0.173	0.180***	0.035	1.326**	2.316**	0.026
V/E ^Q	0.023	0.183**	0.035	1.356*	1.805*	0.004
V/E ^A	-0.620	0.345	-0.089	-3.841***	-1.868	0.003
V/E ^A ₋₁₂	2.662*	-0.064	0.003	1.298	2.213	0.005
<hr/>						
VU/L ₋₁	0.395	-1.388***	-	-11.264**	-10.812*	-
VU/L ^Q	-4.356	-0.926	-	4.200	-12.778	-
VU/L ^A	2.890	-3.605*	-	35.387***	-2.872	-
VU/L ^A ₋₁₂	-19.382*	0.111	-	-3.466	-25.586	-
<hr/>						
VU/V ₋₁	0.016	0.018***	0.037*	0.136**	0.055	-0.030*
VU/V ^Q	0.062	0.012	-0.109**	0.062	0.411***	0.033
VU/V ^A	-0.033	0.034	0.077	-0.640***	-0.220	0.030
VU/V ^A ₋₁₂	0.323**	0.017	0.068	-0.014	0.117	-0.020

TABLEAU LXVII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
$1/U^2_{-1}$	-0.124	-0.085**	-0.013 ^c	-0.398	-0.582	-0.107 ^c
$(1/U^2)^Q$	-0.016	0.033	0.758**	-0.510	-0.903	0.160
$(1/U^2)^A$	-0.802*	0.019	-0.609	0.760	1.782*	-0.144
$(1/U^2)^A_{-12}$	-0.510	0.030	-0.657	-0.287	1.811**	-0.037
DW	0.065* ^{ac}	0.005* ^d	-0.088*** ^d	0.112*** ^d	0.082* ^d	0.009 ^d
DW ₋₁	-0.283***	0.001	-0.090***	0.013	0.110	0.002
DW ^Q	0.577***	-	-	-	-	-
DW ^A	0.264	-	-	-	-	-
DW ^A ₋₁₂	-0.158	-	-	-	-	-

DP ₋₁	0.038	0.007	-0.087**	0.029	-0.041	0.026
DP ^Q	-0.179	-	-	-	-	-
DP ^A	0.368	-	-	-	-	-
DP ^A ₋₁₂	0.106	-	-	-	-	-
<hr/>						
H/E ₋₁	0.285***	-0.100	-0.040	0.422	-1.664	-0.290
<hr/>						
ρ	-0.509	0.364	-0.163	-0.376	-0.433	-0.319
\bar{R}^2	0.974	0.922	0.845	0.939	0.796	0.050
S.E.E.	0.238 ^a	0.062 ^a	0.380 ^a	0.430 ^a	1.062 ^a	0.3669
D.W.	2.24	1.97	2.19	2.24	2.29	2.63
<hr/>						

^a Multiplié par 100

^d On utilise DWR ou DPW

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

^c On utilise 1/UP²

^e On utilise W

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LXVIII

MODELES MENSUELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL

"MEILLEURE" MOYENNE DES REGRESSIONS DES SPECIFICATIONS

APRES ELIMINATION DES VARIABLES NON SIGNIFICATIVES

A. Désaisonnalisé

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
K	0.118***	-0.377 ^a ***	-0.149**	-0.012***	-0.176***	0.093 ^a
t	-	-	-0.798 ^a ***	0.038 ^a ***	-0.449 ^a ***	-
t ²	0.049 ^a	0.002 ^a	-0.059 ^a	-	-	-
z ₋₁	-	-	-	-	18.757***	-
z ^Q	-	-	-	-	-13.981***	-
z ^A	-	-	6.078**	-	-	-
z ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-
V/E ou V/U	0.473***	0.429***	-	0.024***	0.056**	-
V/E ₋₁	0.996***	-	-	-	-	-
V/E ^Q	-	-	0.023***	-	-0.036**	-
V/E ^A	-3.023***	-	-0.039***	-	-	-
V/E ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-
VU/1 ₋₁	-0.847***	-1.700***	-	-	-	-
VU/L ^Q	-	-	-	-	-	-
VU/L ^A	3.060***	-	-	-	-	-
VU/L ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-

TABLEAU LXVIII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
VU/V_{-1}	0.157***	0.034**	-0.032***	0.041***	-	-0.029*
VU/V^Q	-	-0.019**	-	-	-	-
VU/V^A	-0.495***	-	0.087***	-	-	0.061***
VU/V^A_{-12}	-	-	-	-	-	-0.028**
$1/U^2_{-1}$	0.099***	-	-	-	-	-
$(1/U^2)Q$	-0.124***	-	-	-0.046**	-	-
$(1/U^2)^A$	-0.490***	-	0.167 ^a ***	-0.123***	-	-
$(1/U^2)^A_{-12}$	-0.080***	-	0.049*	0.47***	-	-
DW	-	-	-	-	-	-
DW_{-1}	-	-	-	-	-	-
DW^Q	-	-	-	-	-	-
DW^A	-	-	-	-	-	-
DW^A_{-12}	-	-	-	-	-	-
DP_{-1}	-	-	-0.032 ^c *	-	-	-
DP^Q	-	-	-	-	-	-
DP^A	-	-	-	-	-	-
DP^A_{-12}	-	-	-	-	-	-
H/E_{-1}	-	-	-	-	-	-
ρ	-	-	-	-	-	-
\bar{R}^2	0.904	0.938	0.854	0.556	0.272	0.033
S.E.E.	0.162 ^a	0.080 ^a	0.173 ^a	0.260 ^a	0.926 ^a	0.392 ^a

TABLEAU LXVIII (suite)

B. Mois du minimum

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	-1.165***	-0.019***	0.095***	-0.010	-0.701***	-0.037 ^a
t	-0.033***	-0.038*** ^a	-	-	0.017***	-
t ²	-0.042 ^a ***	0.001* ^a	-	-	0.019*** ^a	-
Z ₋₁	-1.167*	-	-1.856**	-	6.627	-
Z ^Q	2.595***	-0.131*	-3.945***	7.077***	-	-
Z ^A	8.295***	0.533***	4.366***	-5.479***	2.355	-
Z ^A ₋₁₂	-	-	-	-	8.246***	-

TABLEAU LXVIII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
V/E ou V/U	0.830***	0.455***	-	0.810***	1.599***	-
V/E ₋₁	0.695***	-	0.054***	1.236***	-	0.007**
V/E ^Q	-	0.082***	-	-	2.178***	-
V/E ^A	4.605***	-0.082***	-	4.349***	-2.302***	-
V/E ^A ₋₁₂	-	-	-	1.585**	-	-
VU/L ₋₁	-0.308	-1.403	-	-1.024	-	-
VU/L ^Q	-	-	-	-	-18.836***	-
VU/L ^A	-1.343***	-	-	2.104**	24.152***	-
VU/L ^A ₋₁₂	-3.715***	-	-	-0.975**	-	-

TABLEAU LXVIII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
VU/V_{-1}	0.075	0.017***	0.037*	0.137***	-	0.028***
VU/V^Q	0.063**	-	-0.115***	0.180***	0.397***	-
VU/V^A	0.130***	-	0.127**	-0.604***	-0.307***	0.033**
VU/V^A_{-12}	0.569***	-	-	-	-	-
$1/U^2_{-1}$	-	-0.069	-	-	-	-
$(1/U^2)^Q$	-	-	0.388**	-1.056***	-0.776***	-
$(1/U^2)^A$	-	-	0.670**	2.333***	-	-
$(1/U^2)^A_{-12}$	-	-	-	-	-	-

TABLEAU LXVIII (suite)

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	Δ ER/ER	Δ ELF/ELF
DW	0.110 ^{ae***}	0.005 ^{C*}	-0.099 ^{C***}	0.153 ^{C***}	-	-
DW ₋₁	-0.279 ^{***}	-	-0.094 ^{***}	0.053 ^{***}	0.101 ^{C**}	-
DW ^Q	0.446 ^{***}	-	-	-	-	-
DW ^A	0.501 ^{***}	-	-	-	-	-
DW ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-
DP ₋₁	-	-	0.074 ^{C*}	-	-	-
DP ^Q	-	-	-	-	-	-
DP ^A	-	-	-	-	-	-
DP ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-

TABLEAU LXVIII (suite)

H/E ₋₁ ou P/E ₋₁	-	0.299	-	-	-	-
ρ	-0.200	-	-	-	-0.392	-0.262
\bar{R}^2	0.961	0.955	0.789	0.897	0.787	0.060
S.E.E.	0.361 ^a	0.062 ^a	0.398 ^a	0.439 ^a	1.063 ^a	0.362 ^a

^a Multiplié par 100

^b On utilise DPR ou DWR

^d On utilise 1/UP²

^e On utilise W

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LXIX
 MODELES MENSUELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 SOMMAIRE DES "MEILLEURES" SPECIFICATIONS D'ALMON

A. Désaisonnalisé

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER^f$	$\Delta ELF/ELF^f$
t, t^2	F	11.07***	0.84	0.14	8.34**		
Z	Somme	-18.152**	-0.046	-0.326	-30.376**	6.060	-0.008
	F	5.19***	0.62	2.93**	5.45***	-	-
	Schéma	+ -	+ (-) -	- (+) -	+ -	+ (-) (+) -	(+) - (+) -
V/E ou V/U	Somme	5.931	0.075	0.030	-11.318***	-0.037	0.004
	F	13.85***	62.02***	6.02***	5.39***	-	-
	Schéma	+ - +	+ + -	+ -	+ - -	+ - (+) -	- + -
VU/L	Somme	14.071	5.631	-	14.664***	-	-
	F	8.76***	8.25***	-	7.05***	-	-
	Schéma	(-) + -	- +	-	(-) + +	-	-
VU/V	Somme	0.344	-0.105	0.049	-0.026***	-0.067	0.037
	F	7.72***	7.06***	1.88	5.72***	-	-
	Schéma	(+) - +	+ -	(-) + (-) +	(+) - -	(+) -	(-) + (-) +
1/U ²	Somme	-2.618 ^c ***	-0.090 ^c **	-0.169 ^c	-2.892***	0.212 ^c	-0.019
	F	9.45***	2.27*	5.77***	9.74***	-	-
	Schéma	- -	- -	(-) + -	- -	- +	+ (-) +
DW	Somme	2.802 ^{ae} ***	0.084 ^e	3.507***	-8.371***	0.085 ^d	-0.021 ^d
	F	5.22***	4.12***	5.45***	3.63***	-	-
	Schéma	+ (-) + -	- + -	+ (-) +	+ - (+)	- +	- +
DP	Somme	0.014***	-0.774*	-0.001	-0.007	0.950	-0.839
	F	5.06***	5.86***	2.36*	3.98***	-	-
	Schéma	- +	- (+) -	+ -	- +	- + (-) +	- (+) -
H/E ₋₁ ou P/E ₋₁	Coefficient	0.023	-0.164**	0.221**	-0.296**	0.679	-0.154
ρ		-0.276	-	-0.367	-	-0.468	-0.346
\bar{R}^2		0.946	0.950	0.935	0.683	0.110	0.023
S.E.E.		0.151 ^a	0.072 ^a	0.163 ^a	0.220 ^a	0.961 ^a	0.386 ^a

Remarque: Lorsque les équations sont indiquées comme n'étant pas Hildreth-Lu, les valeurs de F ne sont pas calculées à partir d'équations Hildreth-Lu.

TABLEAU LXIX (suite)

B. Mois du minimum

Variable	Quantité	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER^f$	$\Delta ELF/ELF^f$
t_1, t_2	F	2.90*	5.33***	11.83***	11.18***	0.69	- +
Z	Somme	-0.252	-1.283	41.489	-58.741***	8.062	0.475
	F	6.78***	1.48	17.16***	15.51***	31.65***	-
	Schéma	+ -	+ -	- +	+ -	+ (-) (+) -	+ (-) +
V/E ou	Somme	7.547**	0.165	-0.072	8.949**	-0.117	0.002
	F	25.22***	134.52***	1.96	15.06***	2.49**	-
	Schéma	+ - +	+ - +	- +	+ + (-) +	+ - (+) -	- + -
VU/L	Somme	-81.361**	4.541	-	-0.092*	-	-
	F	17.94***	20.16***	-	6.72***	-	-
	Schéma	- (+) -	(-) + -	-	(-) + -	-	-
VU#V	Somme	0.471	-0.068	0.205**	0.584	-0.146	0.046
	F	23.86***	10.53***	2.72**	8.04***	4.73***	-
	Schéma	+ - +	(+) - +	+ (-)	- +	+ (-) (+) -	- (+) -
1/U ²	Somme	2.114 ^c	-0.408**	-1.379 ^c	5.174 ^c	1.253 ^c	-0.058
	F	2.43*	2.63**	8.14***	7.18***	0.95	-
	Schéma	- +	- -	+ - +	(-) + -	- +	+ (-) +
DW	Somme	14.105**	0.889**	11.196***	0.143*** ^d	0.227*** ^d	-0.006 ^d
	F	14.45***	4.49***	15.66***	14.23***	4.77***	-
	Schéma	+ + +	+ - +	- + +	+ +	+ +	- -
DP	Somme	0.007	-0.139	-0.014	0.023***	2.625	-0.295
	F	1.81	1.01	4.31***	5.87***	1.42	-
	Schéma	- +	+ -	- -	+ +	- +	(+) - +
H/E ₋₁ ou P/E ₋₁	Coeffi-	-0.043	-0.306***	-0.164*	0.004	1.513**	0.006
$\frac{e}{R^2}$	-	-	0.216	-0.267	-	-0.484	-0.343
		0.939	0.934	0.873	0.893	0.782	0.033
S.E.E.		0.267 ^a	0.064 ^a	0.369 ^a	0.445 ^a	1.129 ^a	0.370 ^a

^a Multiplié par 100

^c On utilise 1/UP²

^d On utilise DWR ou DPR

^f La valeur de F n'est pas calculée par l'équation, prise comme un tout, n'est pas significative

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

TABLEAU LXX

MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL

SOMMAIRE DES REGRESSIONS DE LA VARIABLE INSTRUMENTALE

VALEURS DES ERREURS-TYPE D'EVALUATION

A. Embauchages

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	I.V.	Régression entière	Régression comparable	I.V.	Régression entière	Régression comparable
1/U ² , DW	0.098	0.106	0.147	0.120	0.124	0.235
1/UP ² , DW	0.106	0.096	0.131	0.099	0.122	0.236
1/U ² , RW	0.183	0.115	0.185	0.160	0.192	0.268
1/UP ² , RW	0.099	0.114	0.169	0.101	0.112	0.273
1/U ² , DW Almon	0.496	0.086	0.149	-	0.114	0.226
1/UP ² , DW Almon	0.190	0.085	0.123	-	0.114	0.210

TABLEAU LXX (suite)

B. Placements

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	I.V.	Régression entière	Régression comparable	I.V.	Régression entière	Régression comparable
$1/U^2$, DW	0.161	0.049	0.052	0.118	0.040	0.048
$1/UP^2$, DW	0.028	0.048	0.047	0.099	0.040	0.046
$1/U^2$, RW	0.070	0.051	0.054	0.089	0.050	0.056
$1/UP^2$, RW	0.090	0.051	0.051	0.107	0.050	0.054
$1/U^2$, DW Almon	0.020	0.043	0.057	0.280	0.047	0.059
$1/UP^2$, DW Almon	0.085	0.041	0.054	0.100	0.044	0.065

TABLEAU LXX (suite)

C. Cessations d'emploi

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	I.V.	Régression entière	Régression comparable	I.V.	Régression entière	Régression comparable
1/U ² , DW	0.100	0.111	0.100	0.438	0.142	0.147
1/UP ² , DW	0.100	0.106	0.102	0.272	0.113	0.137
1/U ² , RW	0.085	0.104	0.095	0.242	0.154	0.168
1/UP ² , RW	0.098	0.103	0.096	0.242	0.155	0.154
1/U ² , DW Almon	-	0.105	0.098	0.696	0.149	0.170
1/UP ² , DW Almon	0.110	0.092	0.102	0.568	0.146	0.164

TABLEAU LXX (suite)

D. (H-S)/E

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	I.V.	Régression entière	Régression comparable	I.V.	Régression entière	Régression comparable
1/U ² , DW	0.109	0.181	0.176	-	0.172	0.298
1/UP ² , DW	0.125	0.162	0.179	-	0.171	0.302
1/U ² , RW	-	0.174	0.208	0.362	0.237	0.346
1/UP ² , RW	0.86	0.179	0.192	0.359	0.237	0.346
1/U ² , DW Almon	-	0.174	0.159	-	0.531	0.594
1/UP ² , DW Almon	-	0.149	0.126	-	0.178	0.256

TABLEAU LXXI
 MODELES TRIMESTRIELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 "MEILLEURE" MOYENNE DES REGRESSIONS DES VARIABLES INSTRUMENTALES

A. Désaisonnalisé

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	0.060	-0.015	0.045	0.028	-0.731 ^a	-0.035
t	0.010	-0.039 ^a	0.148 ^a	0.009	0.020*	0.017**
t ²	0.049 ^a	-0.001 ^a	0.011 ^a	0.041 ^a	0.115 ^{a*}	0.096*** ^a
V/E	-1.986	1.288***	-	-2.004*	12.013*	3.481
V/E ₋₁	3.359**	-1.557***	-0.464	3.600***	-10.065	0.969
$\overline{V/E}$	-1.759***	1.737***	0.373	-1.863***	4.784	0.094
$\overline{V/E}_{-4}$	0.210	-1.065**	-0.025	0.170	0.026	2.343
1/U ² ₋₁	-0.358***	0.076*** ^c	0.121	-0.362***	-0.018	-0.399*** ^c
$\overline{1/U^2}$	0.233	-0.174***	-0.060	0.178	-0.429	-0.193
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-0.011	0.163***	-0.050	0.052	-0.210	-0.438*
DW	0.633 ^{b***}	-0.480*	-0.035 ^b	0.650 ^{b***}	-6.685 ^b	-1.290 ^b
DW ₋₁	0.544***	-0.203*	-0.076	0.613***	-4.513	-0.309
\overline{DW}	-	-0.577***	-	-	-	-
\overline{DW}_{-4}	-	0.614	-	-	-	-
DP ₋₁	-0.224**	-0.205*	0.063	-0.242***	-0.036	-0.640***
\overline{DP}	-	0.807*	-	-	-	-
\overline{DP}_{-4}	-	1.049***	-	-	-	-
H/E	0.839**	0.524	0.390	0.308***	-5.940*	-7.019***
$\overline{R^2}$	0.966	0.992	0.963	0.936	0.698	0.659
R ² d'après les restes	0.272	0.258	0.950	-0.929	-3.50	-3.832
D.W. d'après les restes	2.165	1.91	2.55	2.18	2.12	1.02

TABLEAU LXXI (suite)

B. Mois du minimum

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	0.375	-0.010	0.262	0.006	0.036	-0.193
t	0.042	0.148 ^a	0.063	0.042	0.029	-0.247 ^a
t ²	0.247 ^a	0.008 ^a	0.308 ^a	0.188 ^a	0.164 ^a	-0.018 ^a
V/E	5.100*	0.320*	-	1.029	1.683	-0.765
V/E ₋₁	7.466	-0.539	-10.412	-16.778*	0.014	2.749***
$\overline{V/E}$	-13.126	-0.259	9.969	15.229	-17.989	9.693
$\overline{V/E}_{-4}$	2.377	0.709	-3.020	-3.580	17.626	-3.002
1/U ² ₋₁	-5.182	-0.333**	0.190	4.649	-4.997	3.851*
$\overline{1/U^2}$	8.803	0.385	-5.750	-12.431	9.125	-8.498
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-8.099	-0.340	0.820	29.155*	-9.326	2.326
DW	-0.687	0.238 ^b	-0.336 ^{b***}	0.216 ^b	2.010	-0.590
DW ₋₁	-1.879	0.495	-0.378	0.026	5.448	-0.060
\overline{DW}	1.795	-	-	-	-2.743	0.294
\overline{DW}_{-4}	3.530	-	-	-	-1.351	7.573
DP ₋₁	-1.470	-0.059	1.102	1.795	2.462	-1.899
\overline{DP}	14.122	-	-	-	-0.099	0.060
\overline{DP}_{-4}	-0.867	-	-	-	0.056	1.676
H/E ₋₁	-5.503	1.943*	6.184	8.978	14.082	-8.200**
$\overline{R^2}$	0.896	0.902	0.961	0.910	0.871	0.798
R ² d'après les restes	-1.75	0.533	-1.73	-3.41	0.153	-5.85
D.W. d'après les restes	1.60	1.13	1.57	1.62	1.26	1.77

* Significatif au niveau .10
 ** Significatif au niveau .05
 *** Significatif au niveau .01

^a Multiplié par 100
^b On utilise DWR et DPR
^c On utilise 1/UP²

TABLEAU LXXII
 MODELES MENSUELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL
 SOMMAIRE DES REGRESSIONS DES VARIABLES INSTRUMENTALES
 VALEURS DES ERREURS-TYPE D'EVALUATION

A. Embauchages

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	IV	Régression entière	Régression comparable	IV	Régression entière	Régression comparable
1	0.157	0.185	0.191	0.363	0.252	0.294
2	0.252	0.181	0.193	0.414	9.251	0.295
3	0.074	0.185	0.197	0.613	0.253	0.309
4	0.124	0.180	0.199	0.741	0.251	0.308
5	0.075	0.172	0.195	0.808	0.306	0.479
6	0.118	0.173	0.180	1.451	0.300	0.471

B. Placements

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	IV	Régression entière	Régression comparable	IV	Régression entière	Régression comparable
1	0.100	0.080	0.084	0.111	0.064	0.065
2	0.103	0.080	0.083	0.268	0.063	0.065
3	0.098	0.080	0.085	0.056	0.067	0.068
4	0.099	0.080	0.084	0.084	0.067	0.068
5	0.102	0.082	0.095	0.149	0.081	0.111
6	0.130	0.080	0.095	0.304	0.080	0.110

C. Cessations d'emploi

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	IV	Régression entière	Régression comparable	IV	Régression entière	Régression comparable
1	0.222	0.172	0.178	0.665	0.341	0.531
2	0.271	0.176	0.183	0.625	0.348	0.528
3	0.240	0.178	0.181	1.076	0.368	0.540
4	0.062	0.179	0.181	0.805	0.366	0.540
5	0.213	0.176	0.180	0.398	0.365	0.453
6	0.190	0.174	0.184	0.347	0.355	0.459

TABLEAU LXXII (suite)

D. (H-S)/E

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	IV	Régression entière	Régression comparable	IV	Régression entière	Régression comparable
1	0.326	0.251	0.251	0.728	0.423	0.639
2	0.237	0.251	0.251	0.773	0.427	0.641
3	0.134	0.259	0.271	1.320	0.442	0.654
4	0.285	0.257	0.270	1.460	0.445	0.659
5	0.314	0.241	0.271	0.706	0.429	0.779
6	0.257	0.235	0.250	0.277	0.423	0.767

E. $\Delta ER/ER$

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	IV	Régression entière	Régression comparable	IV	Régression entière	Régression comparable
1	1.279	0.881	1.016	0.875	1.029	1.360
2	0.955	0.881	1.016	6.486	1.097	1.357
3	1.113	0.945	1.064	2.710	1.150	1.387
4	1.209	0.944	1.064	2.853	1.156	1.385
5	0.911	1.015	1.089	1.465	1.200	1.402
6	1.012	1.013	1.088	3.964	1.197	1.398

F. $\Delta ELF/ELF$

Forme de la spécification	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	IV	Régression entière	Régression comparable	IV	Régression entière	Régression comparable
1	0.456	0.412	0.403	0.306	0.390	0.385
2	0.455	0.413	0.406	0.861	0.390	0.386
3	0.414	0.412	0.405	0.304	0.392	0.389
4	0.458	0.413	0.407	0.276	0.392	0.389
5	0.401	0.416	0.405	0.381	0.393	0.384
6	0.407	0.416	0.408	0.419	0.392	0.386

TABLEAU LXXIII

MODELES MENSUELS POUR L'AGREGAT INDUSTRIEL

'MEILLEURES REGRESSIONS DES VARIABLES INSTRUMENTALES

A. Désaisonnalisé

Variable	H/E	P/ER	S/E	(H-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	0.102***	0.042	-0.022	0.044**	-0.050	-0.137
t	-0.465 ^a ***	-0.008 ^a	0.142 ^a	-0.673 ^a ***	-0.199	0.044 ^a
t ²	-0.122 ^a ***	-0.027	0.040 ^a *	-0.245 ^a ***	-0.034	0.086 ^a
V/E	1.165***	0.591**	-	1.190***	5.533	-0.133
V/E ₋₁	0.646**	0.037	2,859***	-0.963*	-0.319	-0.899
V/E ^Q	-0.782**	-0.561	-5.035	1.012	-11.752	-1.884
V/E ^A	1.176***	-0.357	3.135***	-1.385***	13.230	4.504*
V/E ^A ₋₁₂	0.800***	-1.022	-0.963**	0.910***	-6.489	2.655

TABLEAU LXXIII (suite)

$1/U^2_{-1}$	1.937***	-0.670	-1.039 ^d ***	2.392***	2.449 ^d	1.825
$(1/U^2)^Q$	-1.541***	0.840	1.357***	-1.357***	-1.824	-1.630
$(1/U^2)^A$	0.617***	0.031	-0.780**	0.121	-1.012	-0.978
$(1/U^2)^A_{-12}$	-0.190***	0.243	0.292**	0.112	0.725	-0.558
DW	-0.085 ^c *	-0.085 ^c	-0.193 ^c ***	0.043 ^c	-3.743**	0.215 ^c
DW ₋₁	-0.164***	0.083	-0.120	-0.240***	1.360	-0.489
DW ^Q	-	-	-	-	-3.285*	-
DW ^A	-	-	-	-	-8.664	-
DW ^A ₋₁₂	-	-	-	-	4.053	-

TABLEAU LXXIII (suite)

DP ₋₁	-0.169 ^{c***}	0.017 ^c	-0.016 ^c	-0.184 ^{c***}	2.033	-0.016 ^c
DP ^Q	-	-	-	-	-3.360	-
DP ^A	-	-	-	-	11.193**	-
DP ^A ₋₁₂	-	-	-	-	25.668**	-
H/E ₋₁ ou P/E ₋₁	-1.358***	1.035	1.450***	-1.640***	0.706	0.138
\bar{R}^2	0.980	0.905	0.981	0.882	0.225	-0.077
R ² d'après les restes	-1.527	-1.017	-5.485	-8.289	-11.926	-12.655
D.W. d'après les restes	1.76	0.89	1.61	1.90	2.18	0.91

TABLEAU LXXIII (suite)

B. Mois du minimum

Variable	H/E	P/ER	S/E	H(-S)/E	$\Delta ER/ER$	$\Delta ELF/ELF$
K	-0.090***	-0.030	0.201***	-0.197***	-10.225***	0.377***
t	-0.516 ^a	0.40 ^a	0.191 ^a	-0.366 ^a	0.040***	-0.555 ^a ***
t ²	-0.217 ^{a*}	0.031 ^a	0.267 ^a	-0.315 ^a	0.280 ^a	-0.320 ^a ***
V/E	1.444***	0.748***	-	0.731*	-1.245	-4.155***
V/E ₋₁	-2.484***	0.253	5.194***	-5.110***	89.487***	-3.174**
V/E ^Q	0.851	0.103**	1.276	0.600	68.752***	0.637**
V/E ^A	1.520*	-0.834*	-7.595***	6.179***	386.849***	4.966***
V/E ^A ₋₁₂	-0.171	2.156	3.408**	-2.380	-98.139***	-21.550***

TABLEAU LXXIII (suite)

$1/U^2_{-1}$	1.741	2.288	-0.179 ^d	-2.864	-39.010***	-18.809 ^d ***
$(1/U^2)^Q$	1.725	-3.289	-4.871*	9.930*	113.236***	29.407***
$(1/U^2)^A$	-3.681	0.856	9.320***	-10.198**	-274.552***	-9.491***
$(1/U^2)^A_{-12}$	2.164*	-1.183	-7.464***	6.285***	47.681***	12.762***
DW	0.081	-0.003 ^c	-0.519***	0.681***	-3.008**	0.251 ^c ***
DW_{-1}	-0.206***	0.043	0.109	-0.304***	2.804***	-0.281***
DW^Q	0.774*	-	-2.361***	2.790***	6.743***	-
DW^A	5.640	-	-12.227	13.060	-280.509***	-
DW^A_{-12}	3.830	-	3.995	2.068	1112.511***	-

TABLEAU LXXIII (suite)

DP ₋₁	0.056	0.027	-0.383	0.578	24.309***	-0.400 ^c ***
DP ^Q	-1.606**	-	2.144*	-2.489*	-100.861***	-
DP ^A	-2.873	-	13.686***	-11.541***	-86.918***	-
DP ^A ₋₁₂	-3.133	-	2.675	-8.058	459.374***	-
H/E ₋₁ ou P/E ₋₁	1.245***	-0.842	-2.335***	2.896***	-306.151***	10.590***
$\overline{R^2}$	0.877	0.963	0.482	0.716	0.801	0.482
R ² d'après les restes	0.243	-2.683	-4.201	-1.252	-1247.944	-234.854
D.W. d'après les restes	1.26	0.62	0.90	1.02	1.46	0.59

^a Multiplié par 100

^c On utilise DPR ou DWR

^d On utilise 1/UP²

^e On utilise W

* Significatif au niveau .10

** Significatif au niveau .05

*** Significatif au niveau .01

Chapitre sept

VARIATIONS DANS L'EMPLOI PAR DIVISION INDUSTRIELLE

INTRODUCTION

Les modèles servant à l'étude des embauchages, des cessations d'emploi, des placements et des variations dans l'emploi dans les différentes divisions industrielles n'ont été ajustés qu'aux données mensuelles. Les spécifications fondamentales étaient basées sur celles que nous avons examinées au chapitre précédent. Les schémas de décalage utilisés étaient ceux des formes "moyennes", qui ont déjà servis, sauf que, nous avons laissé tomber la valeur mensuelle immédiatement décalée dans la version "courante". Ainsi, soit X_t^m des mois courants et soit

$$(1.1) \quad X_t^Q = \sum_{k=1}^3 X_{t-k}^M / 3$$

$$\text{et} \quad X_t^A = \sum_{k=1}^{12} X_{t-k} / 12 ,$$

la forme courante devient

$$(1.2) \quad CM(X_t) = X_t^M \beta_1 + X_t^Q \beta_2 + X_t^A \beta_3 + X_{t-12}^A \beta_4 ,$$

et la forme décalée,

$$(1.3) \quad L_M(X_t) = X_{t-1}^M \beta_1 + X_t^Q \beta_2 + X_t^A \beta_3 + X_{t-12}^A \beta_4 .$$

En plus, nous avons essayé quelques décalages d'Almon utilisant des polynômes du quatrième degré répartis sur vingt-quatre mois. En règle générale, les résultats en étaient légèrement moins bons, si l'on en juge par les erreurs-types d'estimation ou les probabilités à postériori, sans pour autant être plus clairs ou mieux intelligibles. Les conclusions qu'on pourrait en tirer sont les mêmes que celles obtenues à partir de la spécification de la moyenne. C'est pourquoi nous n'avons pas poursuivi la vérification de ces modèles pour toutes les variables et toutes les divisions et nous ne les discutons pas en détail.

Les recherches effectuées sur la spécification pour chaque variable tenaient compte de trois questions. Premièrement, il s'agissait de savoir ce qui influait sur la situation, soit l'état de l'ensemble de l'économie, soit les conditions prévalant dans un secteur, le marché du travail. Ainsi, l'alternative est soit

$$(1.4) \quad T_{1i}^c = C_M(V_i/E_i) + L_M(VU_i/L_i) + L_M(VU_i/V_i) + L_M(1/U_i^2)$$

ou

$$(1.5) \quad T_{1T}^c = C_M(V/E) + L_M(VU/L) + L_M(VU/V) + L_M(1/U^2) .$$

Ici l'indice dénote des chiffres relatifs à la division industrielle alors que l'absence d'un indice indique des données relatives à l'agrégat industriel ou (dans le cas du chômage) à l'ensemble de l'économie. Les variables sont celles définies au tableau LVI, avec substitution appropriée des chiffres trimestriels aux chiffres mensuels.

Il n'y a aucune raison pour que les variables sectorielles et celles de l'agrégat industriel constituent forcément une alternative. Les deux peuvent jouer un rôle. Ce sont surtout des problèmes de collinéarité et des facilités restreintes de calcul qui justifient notre approche. Dans le même ordre d'idées, la combinaison de certaines variables relatives à l'agrégat industriel et de certaines autres relatives à une division industrielle donnée serait peut-être avantageuse. Bien que le nombre même de combinaisons

possibles empêche d'en faire un examen approfondi, on en relève quelques cas dans les équations "finales", comme nous le verrons ci-dessous. Dans la division des services, les données utiles provenant de l'Enquête sur la main-d'oeuvre n'étaient pas disponibles sur toute la période; et seule VU_i/V_i l'était parmi les variables incluses dans T_{1i} . Dans ce secteur, nous nous sommes servi des chiffres sur l'agrégat industriel pour les autres variables de T_{1i} . La variable de productivité, Z_i , n'a servi que sous forme sectorielle encore une fois, le cas échéant, avec une interpolation linéaire des valeurs mensuelles à partir des données trimestrielles. Comme le PIB n'était pas disponible dans la division finances, assurances et affaires immobilières nous l'avons simplement laissé tombé dans ce cas. Nous n'employons également que sous forme sectorielle le rapport décalé des embauchages à l'emploi moyen ou celui des placements au nombre d'employés déclaré. Même avec ces restrictions, nous n'examinons que huit divisions; car il n'existe pas de données adéquates sur les autres.

La deuxième question consiste à vérifier laquelle de T_1^C ou T_2^C , où V/U remplace V/E et VU/L , représente la forme appropriée de tension du marché du travail. On se rappellera que le problème n'a pas été résolu par la recherche au niveau de l'agrégat industriel.

Le troisième problème est d'inclure à la fois des variables de salaires au niveau sectoriel et au niveau de l'agrégat industriel avec la rémunération hebdomadaire moyenne représentant les salaires. Malgré certaines indications au chapitre six à l'effet que la variable "accélérationniste" pourrait être plus appropriée, nous avons opté dans toutes les équations pour $DW_{it} = (W_{it} - W_{it-1})/W_{it-1}$ sous la forme de $C_M(DW_i)$. Nous avons essayé trois formes pour les salaires au niveau de l'agrégat industriel: a) $L_M(W_i/W)$, b) $L_M[\bar{D}(W_i/W)]$ et c) $L_M[\bar{D}(W)]$. Les trois formes supposent que les salaires agissent avec un décalage sur le reste de l'économie alors que les salaires courants dans un secteur sont soumis à leur propre taux de variation. La première forme part de l'hypothèse que les salaires relatifs sont importants, la deuxième, que c'est le taux de variation des

salaires relatifs qui l'est; enfin, la troisième estime que le taux de variation des autres salaires doit être comparé au taux d'augmentation des salaires dans le secteur en question.

Les possibilités envisagées nous fournissent les douze spécifications suivantes:

Spécification	"Tension"	Niveau	Salaires
1	T_1	Sectoriel (Sect)	W_i/W
2	T_1	Agrégat Industriel (I.C.)	W_i/W
3	T_1	Sect	$D (W_i/W)$
4	T_1	I.C.	$D (W_i/W)$
5	T_1	Sect	DW
6	T_1	I.C.	DW
7	T_2	Sect	W_i/W
8	T_2	I.C.	W_i/W
9	T_2	Sect	$D (W_i/W)$
10	T_2	I.C.	$D (W_i/W)$
11	T_2	Sect	DW
12	T_2	I.C.	DW

En exposant les résultats, nous nous concentrons sur les spécifications aux erreurs-type d'estimation les plus faibles (et auxquelles correspondent dans la plupart des cas les probabilités rétrospectives les plus élevées). Pour en arriver aux équations "finales", nous avons procédé de la manière suivante. D'abord, nous avons éliminé progressivement toutes les variables dont les coefficients ne sont pas significativement différents de zéro au seuil de .10, en commençant par les moins significatives. Si la variable en question apparaît dans T_1 ou T_2 , elle est d'abord remplacée par la variable correspondante de l'autre spécification: chiffres de l'agrégat industriel si l'erreur-

type d'estimation la moins élevée apparaît dans les chiffres de la division industrielle, et inversement; et cette variable est retenue si elle est significative¹. Quand toutes les variables qui restent sont significatives, nous faisons éгалer à zéro les coefficients individuels dont la statistique t n'est pas significative au seuil de .10 jusqu'à ce que toutes le deviennent. Les exceptions à cette élimination sont les valeurs annuelles d'une variable qui est significative lorsque décalée de douze mois et les termes constants qui sont retenus qu'ils soient significatifs ou non. Cette façon de procéder permet de se concentrer sur les plus fortes associations entre les données; il n'y a pratiquement aucune chance qu'elle aboutisse aux "bonnes" équations. L'analyse est effectuée séparément pour les chiffres désaisonnalisés et pour ceux du mois du minimum décrits au chapitre quatre.

EMBAUCHAGES ET PLACEMENTS

Les résultats des différentes spécifications pour les embauchages et les placements apparaissent aux tableaux LXXIV et LXXV. La valeur la plus élevée dans chaque colonne est soulignée deux fois. La valeur la plus élevée obtenue à partir de la variable alternative indiquant la tension du marché du travail (sectorielle par opposition à global) est soulignée une fois.

Les tableaux VII-1 et VII-2 font ressortir plusieurs choses. Premièrement, toutes les valeurs de \bar{R}^2 sont différentes de zéro à un degré très significatif; en fait, on peut les considérer dans l'ensemble comme très élevées. Deuxièmement, il n'est pas tout à fait clair si c'est T_1 , qui était plus significative lorsque nous avons étudié les embauchages au niveau de l'agrégat industriel, ou T_2 qui offre la meilleure représentation de la tension du marché du travail. T_2 donne de meilleurs résultats que T_1 deux fois dans les équations désaisonnalisées des embauchages et une fois avec les placements, mais elle est toujours plus faible dans les

¹Par mégarde, nous n'avons pas effectué la substitution à quelques occasions: dans le commerce pour les placements désaisonnalisés; dans les forêts, l'industrie manufacturière et le commerce pour les placements au mois du minimum et dans les équations sur le nombre d'employés déclaré au mois du minimum.

équations du mois du minimum. Troisièmement, il n'est pas évident si l'on doit utiliser des variables au niveau de la division industrielle ou au niveau de l'agrégat industriel pour définir la tension du marché. Les chiffres au niveau de l'agrégat industriel donnent de meilleurs résultats dans quinze des trente-deux colonnes. Ils sont plus significatifs dans les cas impliquant l'industrie minière et les services. Les données au niveau de la division industrielle sont plus significatives dans tous les cas impliquant l'industrie forestière et la construction. Les quatre autres divisions présentent un schéma plus diversifié. Quatrièmement, la meilleure spécification est la même pour les équations désaisonnalisées et celles du mois du minimum dans seulement deux divisions avec les embauchages et dans deux autres avec les placements. La construction est un exemple commun aux deux, bien que la spécification pour les embauchages diffère de celle pour les placements. On retrouve les mêmes spécifications pour les embauchages et les placements dans trois divisions avec les chiffres désaisonnalisés et dans trois autres (différentes) avec les données du mois du minimum. De toute évidence aucune spécification ne s'impose avec une validité universelle et l'impression qui se dessine est celle d'une diversité dans les embauchages et les placements selon les divisions.

Les tableaux LXXVI à LXXIX inclusivement présentent les résultats des meilleures équations en termes de leur valeur de F pour l'hypothèse que les coefficients d'une variable égalent zéro et indiquent le signe de la somme des coefficients. Un zéro signifie que la somme des coefficients atteint presque zéro, c'est-à-dire qu'elle vaut moins de dix pour cent de la somme de coefficients de même signe. Dans le cas de V/E et DW_1 , le signe du coefficient de la valeur courante est mentionné. Les valeurs de la statistique Durbin-Watson sont également mentionnées. Comme ces valeurs et les valeurs des autres variables utilisées dans ce chapitre sont généralement assez proches de deux et que ni elles ni le test asymptotique de Durbin (1970) ne révèlent d'autocorrélation significative dans les résidus, rien n'a été fait pour corriger l'autocorrélation éventuelle.

Il faut étudier avec prudence les tableaux LXXVI à LXXIX car les spécifications varient selon les colonnes. Par exemple, si une augmentation passée dans les salaires globaux tend à réduire les embauchages en abaissant les salai-

res relatifs, on devrait remarquer dans les tableaux des termes en DW à coefficient négatif pour les spécifications 5, 6, 11 et 12 et à coefficient positif pour les autres spécifications où les variables sont en réalité exprimées en terme de W_i/W ou de $D(W_i/W)$. De même, les spécifications à numéro impair cernent la "tension" du marché au niveau sectoriel alors que les spécifications à numéro pair le font au niveau de l'agrégat industriel. Cette différence est propre à rendre la situation des plus embrouillée dans le cas de la valeur courante de V/E. Au niveau sectoriel, il n'est pas étonnant d'y relever un coefficient positif indiquant que l'embauchage tend à augmenter avec les postes vacants. Au niveau de l'agrégat industriel, un tel signe peut sembler étonnant. On peut cependant lui prêter encore la même signification et considérer le taux global comme une bonne approximation de la demande dans le secteur. Ceci peut se présenter parce que les données sur les postes vacants au niveau sectoriel sont de qualité médiocre ou parce que les valeurs décalées, qui peuvent très bien servir d'approximation pour l'agrégat industriel sont en fait plus appropriées. Notre méthode n'a permis de substituer les chiffres sectoriels à ceux de l'agrégat industriel qu'une seule fois, si bien que la possibilité d'un très grand nombre de cas intéressants milite contre une telle expérience. Enfin, le schéma habituel est loin d'en être un où tous les coefficients d'une variable donnée tendent à avoir le même signe. Au lieu, au moins un des coefficients est souvent de signe opposé et une telle inversion de signe a tendance à se reproduire dans les autres variables pour les coefficients correspondants. Il ne nous a pas semblé nécessaire de présenter séparément tous les coefficients mais il faudra se rappeler cette caractéristique en étudiant les signes présentés.

Il y a deux conclusions principales à tirer des tableaux LXXVI à LXXIX. Premièrement, toutes les variables sont significatives dans au moins une équation et à l'exception de V/U (un sur trois), de la tendance (quinze sur trente-deux) et de la variable de H/E_{i-1} ou P/ER_{i-1} (treize sur trente-deux), toutes le sont dans plus de la moitié des cas. Si on néglige la tendance, environ soixante pour cent des entrées dans les tableaux sont significatives. Ces résultats, ajoutés à la très grande signification de chacune des équations, montrent, soit en raison des défauts des données,

soit parce qu'il s'agit là d'une caractéristique véritable des mécanismes à l'oeuvre, que seule une spécification assez complexe peut être adéquate.

La deuxième conclusion est qu'il y a très peu d'uniformité dans les signes d'une même variable entre les équations. Dans un seul cas une variable a-t-elle le même signe partout. Il s'agit de la valeur courante du rapport des postes vacants à l'emploi ou des postes vacants au chômage. Tous les autres termes présentent des coefficients variés dans les régressions pour les différentes divisions industrielles ainsi qu'entre les différents types de régressions. Il y a aussi une grande variété dans les divisions industrielles entre les quatre régressions en cause. Même si le phénomène est accentué par l'utilisation de différentes divisions et de différentes quantités, il demeure caractéristique lorsqu'on compare les mêmes spécifications.

Cette diversité rend les généralisations qualitatives extrêmement difficiles et incertaines. Les données ne font que suggérer que le fonctionnement du marché du travail varie d'un secteur à l'autre. Elles suggèrent aussi que l'utilisation des placements plutôt que des embauchages peut produire des résultats différents et que la façon de traiter la saisonnalité peut avoir un effet important sur la nature qualitative des résultats. En dépit de ces difficultés, il vaut la peine d'examiner quelques-uns des signes indiqués aux tableaux LXXVI à LXXIX ainsi que les coefficients des équations "finales" qui figurent aux tableaux LXXX à LXXXIII, où l'abréviation "sect" réfère à des données au niveau de la division industrielle, et "I.C.", à l'agrégat industriel.

Le facteur le plus important est probablement le rôle des salaires. Nous avons déjà constaté que la valeur courante du taux de changement des salaires sectoriels n'est pas toujours positive. Ceci se reproduit dans les équations finales, bien qu'on doive également souligner que cette variable se maintient rarement dans les équations des placements et à quelques occasions dans les équations désaisonnalisées des embauchages. Il faut enfin préciser que ses coefficients ont tendance à être bien inférieurs à ceux de ses valeurs décalées. Les salaires même jouent un rôle très significatif sous une forme quelconque dans la plupart des équations. Il se pourrait bien que les faiblesses des don-

nées sur les salaires, (surtout quand on les utilise sur une base mensuelle comme indicateur des variations dans l'échelle des salaires à l'embauchage) soient à l'origine des difficultés avec les valeurs courantes. On ne peut nullement conclure à partir des résultats obtenus que le taux d'embauchage n'est pas affecté par les salaires, même si avec nos données ce sont les valeurs décalées qui semblent effectivement jouer le rôle prépondérant.

D'après les résultats, l'effet des salaires relatifs est également loin d'être évident, en partie à cause de la variété des formes utilisées. Dans les équations finales comme dans les équations initiales, l'utilisation de W_I/W ou de DW_i/W suggère souvent que des salaires relatifs plus élevés ou à la hausse entraînent des embauchages plus nombreux, mais c'est loin d'être toujours le cas. En d'autres occasions, cette suggestion était compensée par des coefficients de signe opposé pour DW_i . On pourrait interpréter ces coefficients comme une indication que les augmentations de salaire ont plus d'effet si elles n'accroissent pas l'écart entre les salaires relatifs et la tendance et inversement. Cependant il s'agit là d'une distinction assez subtile. Qui plus est, dans certains cas, notamment l'équation désaisonnalisée des embauchages dans la construction, les données indiquent simplement que des salaires en hausse ou des salaires relatifs plus élevés entraînent une diminution de l'embauchage. Bien sûr, ceci peut refléter un effet de la demande qui serait mal saisi par les autres variables. Etant donné la grande variété des résultats, n'importe quelle interprétation sera nécessairement arbitraire et fragile.

La situation n'est guère meilleure lorsqu'on utilise le taux de changement des salaires globaux, lequel est généralement de signe opposé à celui du taux de changement des salaires au niveau d'un secteur. Dans le même ordre d'idées, il ne ressort aucun schéma définitif pour l'effet du taux de changement des prix à la consommation. Conjointement avec les termes de salaire, il laisse parfois à entendre que les salaires réels ont de l'importance en ce sens que des changements dans les salaires nominaux sont compensés par des variations correspondantes dans les prix. En d'autres occasions, on peut interpréter les variations de prix comme renforçant les changements dans les salaires par le

biais de la formation des espérances.

Les coefficients des différents indicateurs de la tension du marché du travail sont très significatifs au niveau de la moyenne actuelle et de sa valeur décalée. Comme dans toutes ces régressions, il n'y a pas de schéma définitif, mais à plusieurs reprises les valeurs annuelles sont nettement plus importantes que les valeurs mensuelles ou trimestrielles. Nominalement, les résultats, qui apparaissent également à un niveau d'agrégation plus élevé, reflètent l'importance des perceptions formées sur la base d'une expérience échelonnée sur une très longue période. Ils suggèrent aussi qu'il faut s'attendre à une réaction lente aux changements des conditions du marché du travail. Sinon, les réactions semblent surprenantes si on les considère seulement à la lumière des effets immédiats.

CESSATIONS D'EMPLOI

Les spécifications pour les cessations d'emploi sont les mêmes que celles utilisées pour les embauchages, avec une exception, soit les valeurs décalées du rapport des postes vacants à l'emploi qui en remplacent la valeur courante. Dans la mesure où elles donnent lieu à des équations significatives sans pour autant faire ressortir de schéma simple ou déterminé, les résultats en sont très semblables à ceux obtenus pour les embauchages.

Le tableau LXXXIV présente les résultats obtenus à partir des diverses spécifications en termes des valeurs de R^2 . Dans tous les cas, les régressions y sont hautement significatives. Contrairement aux résultats au niveau de l'agrégat industriel, le premier type de spécification pour la tension du marché du travail a tendance à produire les meilleurs résultats, les seules exceptions étant les équations désaisonnalisées dans l'industrie manufacturière et le commerce. La définition de la tension au niveau de l'agrégat industriel donne à cinq reprises des résultats plus significatifs à la fois dans les équations désaisonnalisées et dans celles du mois du minimum. C'est vrai dans trois divisions pour les deux types d'équations. C'est seulement dans les services, où l'absence de données nous a obligé à nous servir de chiffres sur l'agrégat industriel pour VU/L, que la définition à partir des secteurs est meilleure dans les deux types d'équations. D'ailleurs, le chevauche-

ment est loin d'être parfait entre les meilleures spécifications pour les cessations d'emploi et les meilleures pour les embauchages (figurant au tableau LXXIV). La forme des salaires W_i/W est plus significative dans sept des huit équations désaisonnalisées et dans deux des équations du mois du minimum. $D(W_i/W)$ est supérieure dans une des équations du mois du minimum alors que DW l'est dans les autres cas.

Les tableaux LXXXV et LXXXVI donnent les résultats des "meilleures" équations en termes de leurs signes d'ensemble et des valeurs de F. Dans chaque rangée de ces tableaux, la variable est significative au seuil de .10 au moins une fois et souvent plus d'une fois. Les variables les plus rarement significatives sont la tendance et le taux de chômage dans les régressions du mois du minimum. Comme avec les régressions sur les embauchages, on remarque des variations dans les signes des diverses variables et ce, même lorsqu'on ne tient compte que des exemples significatifs.

Des schémas de signes embrouillés nous empêche encore une fois de tirer des conclusions durables. On remarque que la variable du taux courant de changement des salaires sectoriels a plus souvent qu'autrement un coefficient positif. Cependant, un examen des tableaux LXXXVII et LXXXVIII révèle que cette variable "tombe" en arrivant aux équations finales dans tous les cas sauf quatre. Dans deux de ces cas, les coefficients sont négatifs mais de beaucoup inférieurs à ceux des valeurs décalées de cette variable. Comme l'indiquent également les tableaux, il n'y a pas non plus de schéma défini dans les salaires relatifs passés. Le mieux qu'on puisse dire, c'est que dans la majorité des cas, il y a une gamme de variables susceptibles de survenir lorsqu'une hausse du salaire sectoriel abaisse subséquentement le taux des cessations d'emploi. Compte tenu du fait que les cessations d'emploi impliquent des abandons à la fois volontaires et involontaires, et compte tenu de la faiblesse des données ainsi que des difficultés économétriques mentionnées au chapitre trois, c'est de toute façon ce qu'on peut espérer de mieux.

Les coefficients dans les équations "finales" sur les cessations d'emploi ont aussi tendance à montrer la prédominance des valeurs annuelles et de ces valeurs décalées

d'un dans un grand nombre des variables qui représentent au sens large la tension du marché du travail. Par ailleurs, il n'y a ni indication définie quant à la forme qui mesure le mieux la tension du marché ni indication sans équivoque que la tension des marchés du travail entraîne des taux plus élevés de cessations d'emploi. Presqu'aussi souvent qu'autrement, des taux de chômage plus élevés favorisent les cessations d'emploi au lieu de les décourager. Bien entendu, comme la variable en question combine les cessations d'emploi volontaires et involontaires (démissions et licenciements) et que les indicateurs utiles varient selon les secteurs du marché du travail, un tel résultat ne saurait surprendre. Toutefois, comme les autres, il montre bien qu'il est extrêmement dangereux de tirer des conclusions simples sur le comportement de cette variable des marchés du travail ou de se fier à des formulations simples tant au niveau théorique qu'empirique pour comprendre ce mécanisme fondamental des marchés du travail.

VARIATIONS DANS L'EMPLOI

Les modèles pour les différents taux de variation de l'emploi présentent plusieurs des mêmes caractéristiques que ceux relatifs aux embauchages, aux placements et aux cessations d'emploi. On peut les résumer assez brièvement. Comme aucun résultat vraiment nouveau n'est venu s'ajouter après l'examen des écarts entre les embauchages et les cessations d'emploi, il semble inutile de s'attarder à ces équations.

Les résultats obtenus pour le taux de changement dans le nombre d'employés déclaré et dans l'emploi, tirés de l'Enquête sur la main-d'oeuvre, sont remarquables par la faiblesse de l'ajustement des équations en comparaison des équations sur les embauchages et les cessations d'emploi. Cela ne provient pas simplement de l'estimation de ces équations sur une période plus longue; les valeurs de \bar{R}^2 sont semblables lorsqu'on les estime sur la même période que les équations sur les embauchages et cessations d'emploi et lorsqu'on les estime sur une période plus longue. Cette faiblesse d'ajustement est des plus prononcée dans la version désaisonnalisée de l'emploi, où même les meilleures équations ne sont significatives qu'en deux occasions (industrie manufacturière ainsi que transports, communications et autres services publics), et ce, seulement au seuil de

.10. Nous n'avons donc pas continué à vérifier les modèles pour cette variable.

Les valeurs de \bar{R}^2 pour les "meilleures" équations dans les autres modèles sont généralement très significatives, bien qu'elles soient souvent assez faibles, comme l'indiquent les tableaux IXC à XCI inclusivement. Comme dans les modèles étudiés dans les sections précédentes, les spécifications qui produisent les valeurs les plus élevées de \bar{R}^2 sont très variées. Ceci s'accompagne encore une fois d'une grande diversité dans les schémas de signes et dans les variables significatives. Parmi les résultats des régressions, le plus intéressant est probablement la forte influence positive des variables du rapport production-emploi, soit Z_i , dans les équations sur le nombre d'employés déclaré. Seulement dans le cas de l'industrie minière, version désaisonnalisée, cette variable n'est-elle pas significative. Et seulement dans le cas du commerce, version désaisonnalisée, l'effet n'en est-il pas clairement positif; et encore là peut-on l'interpréter comme positif à partie de la première dérivée. Cependant, cette tendance n'est pas constante dans tous les résultats. Cette variable a des coefficients négatifs dans les équations du mois du minimum de l'emploi dans le cas des transports, communications et autres services publics et du commerce, coefficients très significatifs dans le premier cas. Même dans ce cas cependant, l'équation se prête à une interprétation à partir de la première dérivée en ce qui concerne le schéma des signes et la somme des coefficients n'est pas négative à un degré significatif. Dans plusieurs autres cas aussi où la somme des coefficients est positive, le schéma des signes semble indiquer que la première dérivée de Z_i joue certainement un rôle quelconque.

Cette conclusion à propos de la variable de productivité ne signifie pas que les équations du taux de changement dans l'emploi sont, somme toute, assez simples. Les variables de la tension du marché du travail continuent à jouer collectivement un rôle qui est généralement très significatif lorsque l'équation elle-même l'est. Toutefois, ici, il n'y a ni schémas définis de signes ni accord quant à savoir quelles variables exercent quel effet. De même, il n'y a pas de schéma défini quant aux effets des salaires. Les valeurs courantes des variables sectorielles n'ont pas

toujours le même signe, même si la plupart d'entre elles ne sont pas significatives. Les valeurs décalées n'apportent pas davantage de preuve définitive à l'appui de l'hypothèse que des salaires en hausse ou relativement élevés dans un secteur tendent à provoquer une augmentation dans l'emploi. Enfin, les équations du mois du minimum de l'emploi ne révèlent pas non plus de schémas définis, pas plus qu'elles ne les font concorder à ceux obtenus avec les équations du nombre d'employés déclaré.

CONCLUSION

Les résultats n'apportent pas de réponse claire aux trois questions sur les spécifications. Dans certains cas, ce sont les données sectorielles qui donnent les meilleurs résultats, dans d'autres, les données de l'agrégat industriel. A plusieurs reprises, le fait de se rendre jusqu'aux équations "finales" introduit les deux types de variables, mais la méthode n'est pas conçue pour introduire dans une même équation à la fois les données de l'agrégat industriel et celles de la division industrielle pour une variable donnée. Dans le même ordre d'idées, les deux versions des spécifications de la tension du marché du travail montrent de la vigueur, bien que la première (et la plus vaste) produise plus fréquemment les meilleurs résultats. L'analyse est également vague au sujet de la forme sans laquelle les salaires relatifs s'introduisent dans les modèles ou au sujet des effets qui en découlent.

Il est donc évident qu'au niveau très limité de décomposition utilisé ici, le fonctionnement des marchés du travail ne nous est pas clair. Les résultats nous donnent toutes les raisons de croire qu'il est extrêmement complexe et qu'il varie d'un secteur à l'autre. Nous tirons cette conclusion en nous basant sur les ajustements très significatifs que produisent les régressions dans leur ensemble, même avec l'emploi de données mensuelles; en nous basant aussi sur le grand nombre de fois où chacune des variables envisagées est significative et enfin sur la grande variété des schémas de signes que nous avons pu observer. Autre élément important, les résultats dénotent que les décalages dans le fonctionnement des marchés du travail sont longs et complexes. Manifestement aussi, notre méthode pour traiter la question de la saisonnalité a affecté la nature quantitative des résultats.

Même si elles sont négatives et défavorables, ces conclusions ne doivent pas surprendre beaucoup; on se rappellera que la théorie économique développée au début de cette étude prédisait peu de signes, et précisait que les difficultés économétriques associées à l'usage de données inadéquates pourraient modifier la nature et le signe des paramètres effectivement estimés et que les spécifications étaient faibles et arbitraires. En fait, compte tenu de toutes ces considérations, ces conclusions ainsi que celles du chapitre précédent, se conforment probablement plus à la théorie qu'elles ne s'y opposent, sans pour autant en être une vérification formelle. De même, pourvu que la variation des erreurs et des variables sectorielles réelles soit appropriée, elles n'écartent certainement pas la possibilité qu'il existe une explication simple et semblable (voire identique) pour tous les secteurs industriels et que les résultats variés et déconcertants que nous avons obtenus proviennent simplement des difficultés suscitées par les données et par les spécifications. Ce qui est évident, cependant, c'est que si une telle explication existe, elle doit coller aux données dans une très large mesure, étant donné que nos spécifications ont donné de très bons ajustements, et qu'un modèle exact devrait pouvoir les surpasser. En outre, si on considère que les modèles indiquent seulement des associations, la variété de spécifications significatives laisse présager des schémas d'association encore plus complexes et plus étendus qu'il ne nous était possible d'étudier, et non des schémas plus simples. Enfin, avec de telles données et avec le même genre de spécifications, il est fort peu probable qu'on puisse trouver à la fois des modèles simples, semblables et qui s'ajustent très bien. Cette proposition semble aussi être une caractéristique des données disponibles sur les salaires, comme nous allons le voir au chapitre neuf.

TABLEAU LXXIV
 MODELES SECTORIELS POUR LES EMBAUCHAGES/L'EMPLOI MOYEN
 SOMMAIRE DES RESULTATS POUR DIVERSES SPECIFICATIONS^a
 (Valeurs de \bar{R}^2)

A. Désaisonnalisé

Spécification	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
1	<u>0.672</u>	<u>0.907</u>	0.844	<u>0.678</u>	<u>0.700</u>	<u>0.878</u>	0.611	0.547
2	<u>0.667</u>	<u>0.932</u>	<u>0.823</u>	<u>0.579</u>	<u>0.732</u>	<u>0.881</u>	0.643	0.576
3	<u>0.660</u>	<u>0.892</u>	<u>0.852</u>	0.663	0.681	<u>0.876</u>	0.606	0.542
4	0.608	0.926	<u>0.807</u>	0.587	0.714	0.874	0.652	0.582
5	0.661	0.892	0.846	<u>0.669</u>	0.679	0.877	0.613	0.541
6	0.612	0.928	0.804	<u>0.575</u>	0.709	0.874	<u>0.668</u>	0.577
7	0.657	0.900	0.831	0.615	0.694	0.874	<u>0.616</u>	0.601
8	0.637	0.916	0.800	0.595	<u>0.742</u>	0.874	<u>0.616</u>	0.607
9	0.647	0.879	0.839	0.598	<u>0.672</u>	0.874	0.609	<u>0.601</u>
10	0.589	0.902	0.806	0.599	0.726	0.873	0.634	<u>0.608</u>
11	0.649	0.879	0.834	0.597	0.668	0.875	0.611	0.601
12	0.591	0.902	0.802	0.592	0.720	0.874	0.646	<u>0.609</u>

TABLEAU LXXIV (suite)

B. Mois du minimum

Spécification	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
1	0.843	<u>0.788</u>	0.886	<u>0.961</u>	<u>0.846</u>	0.845	0.781	<u>0.843</u>
2	0.777	<u>0.870</u>	<u>0.908</u>	<u>0.943</u>	<u>0.882</u>	0.845	0.748	<u>0.866</u>
3	0.855	<u>0.754</u>	<u>0.905</u>	0.950	<u>0.840</u>	<u>0.857</u>	0.776	<u>0.836</u>
4	0.800	0.855	<u>0.906</u>	0.919	0.845	0.846	0.734	0.863
5	<u>0.858</u>	0.743	0.904	0.952	0.832	0.844	<u>0.789</u>	0.838
6	<u>0.810</u>	0.849	0.901	0.921	0.823	<u>0.849</u>	<u>0.750</u>	0.863
7	0.840	0.688	0.801	0.922	0.824	0.841	0.739	0.787
8	0.706	0.853	0.840	0.921	0.863	0.804	<u>0.757</u>	0.832
9	0.827	0.668	0.820	0.885	0.810	0.856	0.708	0.768
10	0.758	0.843	0.827	0.902	0.830	0.781	0.708	0.793
11	0.825	0.648	0.815	0.878	0.787	0.848	0.733	0.785
12	0.765	0.837	0.822	0.903	0.819	0.807	0.741	0.806

^a Les R^2 sont significatifs approximativement aux niveaux suivants:

au niveau .10, à .11;

au niveau .05, à .15;

au niveau .01, à .21.

TABLEAU LXXV

MODELES SECTORIELS POUR LES PLACEMENTS/LE NOMBRE D'EMPLOYES DECLARES

SOMMAIRE DES RESULTATS POUR DIVERSES SPECIFICATIONS^a(Valeurs de \bar{R}^2)

A. Désaisonnalisé

Spécification	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
1	0.899	0.649	0.961	0.950	0.894	0.877	0.856	0.823
2	<u>0.872</u>	0.652	0.934	<u>0.933</u>	0.476	0.888	0.895	0.831
3	0.898	0.630	0.961	<u>0.951</u>	<u>0.897</u>	<u>0.876</u>	0.858	0.813
4	0.871	0.652	<u>0.935</u>	<u>0.932</u>	<u>0.468</u>	0.873	<u>0.899</u>	0.822
5	0.898	0.628	<u>0.961</u>	0.951	0.895	0.880	<u>0.858</u>	0.811
6	0.871	<u>0.652</u>	0.935	0.931	0.471	0.873	0.898	0.821
7	0.872	<u>0.550</u>	0.920	0.907	0.831	0.864	0.826	<u>0.832</u>
8	0.860	0.603	0.914	0.919	0.413	0.886	0.840	<u>0.838</u>
9	0.866	0.508	0.910	0.907	0.829	0.861	0.831	<u>0.822</u>
10	0.853	0.599	0.915	0.916	0.407	0.873	0.844	0.824
11	0.864	0.505	0.912	0.906	0.830	0.863	0.830	0.820
12	0.853	0.599	0.915	0.916	0.407	0.872	0.843	0.822

B. Mois du minimum

Spécification	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. & Imm.	Services
1	0.826	0.694	0.970	0.951	0.917	0.873	0.847	0.882
2	0.685	<u>0.800</u>	<u>0.911</u>	<u>0.913</u>	<u>0.282</u>	<u>0.864</u>	0.790	<u>0.890</u>
3	0.825	<u>0.685</u>	<u>0.971</u>	<u>0.953</u>	0.912	0.867	0.850	<u>0.878</u>
4	0.719	0.783	<u>0.909</u>	<u>0.892</u>	0.282	0.851	0.813	0.881
5	0.836	<u>0.696</u>	0.971	0.952	0.911	0.867	0.873	0.879
6	<u>0.743</u>	<u>0.783</u>	0.909	0.891	<u>0.319</u>	0.853	<u>0.827</u>	0.880
7	0.737	0.541	0.828	0.848	0.679	0.832	0.790	0.867
8	0.657	0.708	0.804	0.869	0.250	0.837	0.738	0.865
9	0.722	0.495	0.831	0.808	0.670	0.816	0.762	0.851
10	0.703	0.689	0.810	0.824	0.252	0.815	0.744	0.854
11	0.723	0.541	0.831	0.795	0.676	0.821	0.809	0.852
12	0.718	0.695	0.810	0.826	0.275	0.827	0.795	0.854

^a Les valeurs des \bar{R}^2 différents de zéro de façon significative sont, approximativement:

au niveau .10, .08;
 au niveau .05, .10;
 au niveau .01, .15.

TABLEAU LXXVI

MODELES SECTORIELS POUR LES EMBAUCHAGES/L'EMPLOI MOYEN

(Sommaire des signes algébriques et de la signification des variables dans certaines régressions choisies)

(Désaisonnalisé)

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Spéc.	1	2	3	1	8	1	6	12
t, t ²	F	1.2	4.6 ^y	0.5	0.9	2.5 ^x	0.7	2.8 ^x	0.9
Z _i	F	2.6 ^y	0.9	0.7	3.1 ^y	0.9	2.3 ^y	-	1.8
	Signe	-	-	+	+	-	-	-	+
V/E ou V/U	F	4.3 ^z	13.4 ^z	11.6 ^z	7.8 ^z	4.0 ^z	1.1	4.8 ^z	9.4 ^z
	Signe	+ -	+ -	+ -	+ -	+ -	+ -	+ -	++
VU/L	F	1.6	9.6 ^z	0.8	1.9	-	1.1	0.4	-
	Signe	+	-	+	+	-	+	+	-
VU/V	F	0.3	9.1 ^z	1.8	1.4	1.0	1.1	1.5	0.6
	Signe	-	-	-	-	+	-	+	-
1/U ²	F	1.7	5.6 ^z	0.4	1.1	4.9 ^z	3.4 ^y	3.9 ^z	1.2
	Signe	-	-	-	+	-	-	+	-
DW _i	F	4.3 ^z	3.3 ^y	3.0 ^y	1.9	1.7	0.9	0.7	0.5
	Signe	+ -	++	++	+ -	++	--	- +	--
DW	F	4.7 ^z	2.3 ^x	1.8	1.8	3.2 ^y	0.9	2.0 ^x	0.9
	Signe	+	-	-	-	+	-	-	+
DCPI	F	2.8 ^y	0.5	0.3	2.0 ^x	0.9	0.5	4.3 ^z	2.1 ^x
	Signe	-	-	+	+	-	+	+	-
H/E ₋₁	t	-0.6	-2.1 ^y	-0.4	2.6 ^y	-1.8 ^x	1.2	-2.2 ^y	-2.6 ^y
	D.W.	1.98	2.02	2.07	2.03	2.25	2.11	2.10	2.17

x - significatif au niveau .10

y - significatif au niveau .05

z - significatif au niveau .01

TABLEAU LXXVI

MODELES SECTORIELS POUR LES EMBAUCHAGES/L'EMPLOI MOYEN

(Sommaire des signes algébriques et de la signification des variables dans certaines régressions choisies)

(Mois du minimum)

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Spéc.	5	2	3	3	1	1	5	2
t, t^2	F	1.0	3.8 ^z	0.9	0.3	0.3	0.6	2.0	0.8
Z_i	F	8.0 ^z	9.7 ^z	9.8 ^z	15.9 ^z	10.5 ^z	1.0	-	19.9 ^z
	Signe	-	+	-	+	-	-	-	0
V/E	F	8.2 ^z	10.8 ^z	31.0 ^z	20.0 ^z	3.7 ^z	4.5 ^z	1.6	7.8 ^z
	Signe	+ 0	++	++	+ -	++	+ -	+ -	++
VU/L	F	0.5	4.0 ^z	4.3 ^z	2.9 ^z	4.0 ^z	6.8 ^z	2.3 ^x	11.7 ^z
	Signe	+	-	-	-	-	+	+	-
VU/V	F	5.4 ^z	5.2 ^z	2.7 ^y	2.4 ^x	6.0 ^z	2.8 ^y	0.3	3.5 ^z
	Signe	-	+	+	+	+	-	-	+
$1/U^2$	F	0.1	4.2 ^z	3.8 ^z	1.5 ^x	0.8	0.8	2.4 ^x	1.1
	Signe	+	+	+	-	+	-	+	+
DW_i	F	9.7 ^z	13.2 ^z	12.5 ^z	3.4 ^y	2.7 ^y	4.5 ^z	3.1 ^y	5.3 ^z
	Signe	- -	++	++	++	++	- -	- -	++
W_i/W	F	6.2 ^z	4.8 ^z	6.3 ^z	10.8 ^z	11.6 ^z	2.3 ^x	8.7 ^z	1.9
	Signe	-	+	+	+	+	0	-	-
DCPI	F	3.8 ^z	1.0	0.2	2.5 ^y	1.6	0.3	0.8	1.1
	Signe	+	+	+	+	+	0	-	-
H/E_i	t	3.7 ^z	-1.2	-0.1	4.8 ^z	1.8 ^x	0.4	1.0	-7.8 ^z
	D.W.	1.97	1.81	2.18	2.24	2.33	2.32	2.34	2.16

x - significatif au niveau .10

y - significatif au niveau .05

z - significatif au niveau .01

TABLEAU LXXVIII

MODELES SECTORIELS POUR LES PLACEMENTS/LE NOMBRE D'EMPLOYES DECLARE

(Sommaire des signes algébriques et de la signification
des variables dans certaines régressions choisies)

(Désaisonnalisé)

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Spéc.	1	6	3	5	3	2	4	8
t, t ²	F	1.9	5.3 ^z	6.7 ^z	1.8	7.7 ^z	12.0 ^z	33.1 ^z	2.3 ^x
z _i	F	3.8 ^z	1.9	4.6 ^z	5.5 ^z	1.0	8.4 ^z	-	2.1 ^x
	Signe	+	+	-	+	+	-	-	-
V/ER	F	15.9 ^z	10.6 ^z	80.2 ^z	42.8 ^z	100.3 ^z	6.1 ^z	24.5 ^z	4.1 ^z
	Signe	+ 0	++	++	+ -	+ -	++	+ -	+ 0
VU/L	F	2.7 ^y	1.5	7.0 ^z	3.5 ^z	7.1 ^z	0.9	8.6 ^z	-
	Signe	0	-	-	-	+	-	+	-
VU/V	F	1.3	1.5	4.5 ^z	1.7	4.1 ^z	2.5 ^y	7.0 ^z	3.5 ^z
	Signe	+	+	+	0	-	+	-	0
1/U ²	F	3.9 ^z	3.0 ^y	7.1 ^z	3.6 ^z	6.2 ^z	0.5	5.9 ^z	1.8
	Signe	-	+	+	+	-	-	-	0
DW _i	F	5.5 ^z	0.9	0.9	1.2	3.5 ^z	0.5	2.3 ^x	0.7
	Signe	- +	- +	++	- -	- -	- +	+ -	+ -
DW	F	0.7	0.3	1.1	1.9	3.2 ^y	6.7 ^z	6.6 ^z	3.8 ^z
	Signe	+	-	-	+	+	-	+	+
DCPI	F	2.3 ^x	4.2 ^z	2.2 ^x	2.3 ^x	3.5 ^z	2.7 ^y	5.5 ^z	2.8 ^y
	Signe	-	+	-	-	+	-	+	-
(P/ER) _{i-1}	t	-0.2	-1.1	1.2	1.0	0.3	-1.0	0.8	1.8 ^x
	DW	2.19	2.04	2.06	2.14	1.99	2.07	1.98	2.09

x - significatif au niveau .10
y - significatif au niveau .05
z - significatif au niveau .01

TABLEAU LXXIX

MODELES SECTORIELS POUR LES PLACEMENTS/LE NOMBRE D'EMPLOYES DECLARE

(Sommaire des signes algébriques et de la signification
des variables dans certaines régressions choisies)

(Mois du minimum)

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Spéc.	5	2	5	3	1	1	5	2
t, t ²	F	3.4 ^y	9.8 ^z	1.7	2.2	0.4	4.4 ^z	6.1 ^z	4.4 ^z
z _i	F	5.1 ^z	3.8 ^z	4.9 ^z	5.8 ^z	3.5 ^z	6.6 ^z	- -	4.4 ^z
	Signe	+	+	-	+	-	-	-	-
V/ER	F	25.2 ^z	24.8 ^z	264.0 ^z	128.4 ^z	25.1 ^z	12.5 ^z	7.9 ^z	21.9 ^z
	Signe	+ -	++	++	+ -	+ -	+ -	+ -	++
VU/L	F	0.9	3.4 ^y	11.1 ^z	4.8 ^z	9.6 ^z	2.8 ^y	4.6 ^z	1.2
	Signe	+	+	-	+	+	+	-	+
VU/V	F	3.7 ^z	3.4 ^y	0.7	1.7	1.3	2.0 ^x	1.3	2.2 ^x
	Signe	+	+	+	-	0	+	+	+
1/U ²	F	0.3	2.1 ^x	2.8 ^y	1.6	4.5 ^z	0.5	7.2 ^z	1.8
	Signe	+	+	+	-	-	+	+	-
DW _i	F	1.8	10.2 ^z	0.2	1.8	3.0 ^y	3.0 ^y	2.6 ^y	1.7
	Signe	+ -	++	- 0	++	- -	- -	- -	++
DW	F	6.7 ^z	3.5 ^z	2.2 ^x	1.4	5.5 ^z	1.9	16.6 ^z	3.6 ^z
	Signe	+	+	+	-	+	+	+	+
DCPI	F	0.9	0.7	2.1 ^x	2.9 ^y	2.5 ^y	2.1 ^x	0.6	1.9
	Signe	0	+	-	-	+	0	-	-
(P/ER _i) ₋₁	t	2.2 ^y	0.4	0.9	2.7 ^z	-0.6	-0.07	2.2 ^y	-1.3
	D.W.	2.18	2.21	1.83	2.41	1.81	2.08	2.05	1.98

x - significatif au niveau .10
y - significatif au niveau .05
z - significatif au niveau .01

TABLEAU LXXX

MODELES SECTORIELS POUR LES EMBAUCHAGES/L'EMPLOI MOYEN--DESAISONNALISE

Dernières équations

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	10.49***	75.46***	3.53***	67.32***	2.54	-6.52	-1.61*	2.33
t	-	-0.13***	-	-	-	-	-0.05***	-
t ²	-	0.08***	-	-	0.04***	0.02***	-	-
Z_{i-1}^M	-	-	-	2.22***	-	-	-	-
Z_i^Q	-	-	-	-	-	-	-	9.89**
Z_i^A	-	-	-	-	-	3.53***	-	-8.98**
Z_{i-12}^A	-	-	-	-	-	-	-	-
V/E^M	Sect. 0.82***	IC 0.50***	Sect. 0.91***	Sect. 0.71***	V/U IC -	Sect. -	IC 0.28***	V/U IC 0.44**
V/E^Q	-	-0.57***	-	-	-	-	-	-0.37**
V/E^A	-	-4.84***	-0.38**	-2.41***	0.34**	-1.19***	0.85***	0.60**
V/E_{-12}^A	-	-3.92***	-	-	-	-0.71***	-0.71***	-
VU/L_{-1}^M	Sect. -	IC -	IC -	Sect. -	-	Sect. -	-	-
VU/L^Q	-	-	-	-1.33***	-	-	-	-
VU/L^A	0.25**	3.67***	0.13*	2.90***	-	0.87***	-	-
VU/L_{-12}^A	0.21***	3.76***	-0.14**	-	-	0.46**	-	-
VU/V_{-1}^M	-	-	-	Sect. -	-	Sect. -0.21**	IC -	IC -
VU/V^Q	-	-	-	5.81***	-	0.87***	-	-0.78**
VU/V^A	-	-7.73***	-	-13.71***	-	-2.86***	1.77***	1.48**
VU/V_{-12}^A	-	-8.25***	-	2.72***	-	-	-	-

TABLEAU LXXX (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
$(1/U^2)M_{-1}$	Sect.	IC	IC	Sect.	IC	-	IC	IC
$(1/U^2)Q$	-	-	-	-	-0.20***	-	-	-
$(1/U^2)A$	-0.29***	-0.31***	-0.10**	3.11***	-0.20	-	-0.32***	-0.46**
$(1/U^2)A_{-12}$	-	-0.96***	0.13***	-	0.06**	-	0.19***	-
DW_i^M	-	(x100) 0.59**	(x100) 0.70***	(x100) -	(x100) 0.34**	-	-	-
DW_i^Q	-	-	-	-	-	-	-	-
DW_i^A	-	8.59**	8.28***	0.20	4.53	-	-	-
DW_{i-12}^A	-	11.27***	-	-6.31**	5.01*	-	-	-
DW^M	-	W_i/W	$DW_i/W \times 1000$ 0.08**	W_i/W	W_i/W	W_i/W	$DW \times 100$	-
DW^Q	-	-	-	-	-0.18***	-	-	-
DW_{-12}^A	-	-0.29***	-1.30***	-0.27***	0.29***	-0.08	-8.13**	-
$DCPI_{-1}^M$	-	-	-	0.07**	-	-	-	-
$DCPI^Q$	-	-	-	-0.15*	-	-	-0.09***	-
$DCPI^A$	-	-	-	-0.25	-	-	0.15*	-
$DCPI_{-12}^A$	-	-	-	-0.34*	-	-	0.22***	-
$(H/E)_{i-1}$	0.42***	-	-	0.21***	-	-	-	-0.15*
\bar{R}^2	0.54	0.93	0.83	0.70	0.73	0.88	0.66	0.62
S.E.E.	3.88	0.23	0.17	0.66	0.23	0.16	0.24	0.37
D.W.	2.01	2.04	1.54	1.98	2.41	1.94	2.20	2.10

TABLEAU LXXXI

MODELES SECTORIELS POUR LES EMBAUCHAGES/L'EMPLOI MOYEN--MOIS DU MINIMUM

Dernières équations

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	1.41	-56.73***	12.44	3.21	25.41***	7.13***	1.53***	-0.53
t	-	-1.49***	-	-	-	-	-	-
t ²	-	0.11***	-	-	-	-	-	-
Z _{i-1} ^M	0.91***	-	-7.89***	-1.43***	-	-	-	-22.29***
Z _i ^Q	-0.54**	1.21***	11.81***	3.07***	3.43***	-	-	22.76***
Z _i ^A	1.06*	0.38	-	-1.78***	-2.86***	-	-	-
Z _{i-12} ^A	-1.71***	0.89***	-	-	-	-	-	-
	Sect.	I.C.	I.C.	Sect.	I.C.	Sect.	Sect.	I.C.
V/E ^M	1.20***	0.80***	0.83***	1.45***	0.28***	0.24***	0.21**	0.36***
V/E ^Q	1.85***	-	0.51**	-1.27***	-	1.26***	0.54***	1.84***
V/E ^A	-	-	-0.62**	0.61***	-	-1.44***	-1.43**	-1.06***
V/E ^A ₋₁₂	-	-	0.48*	0.43***	-	0.99*	-	0.61***

TABLEAU LXXXI (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
		I.C.	I.C.	Sect.	I.C.	Sect.	Sect.	I.C.
VU/L_{-1}^M	-	0.29***	-	-0.57***	0.23***	0.50***	0.29***	0.90***
VU/L^Q	-	-	-0.42***	-	-0.58***	-1.32***	-	-1.61
VU/L^A	-	0.66**	-0.13	-	0.45***	1.56***	-0.06	-
VU/L_{-12}^A	-	-1.36***	0.80***	-	-	1.52**	-0.15**	-
	Sect.	I.C.	I.C.	Sect.	I.C.	Sect.	I.C.	I.C.
VU/V_{-1}^M	4.28* *	-	-0.27**	1.42***	-	-	-	-
VU/V^Q	-4.29***	1.70***	1.34***	-	1.31***	2.65***	0.82***	1.87***
VU/V^A	-	-2.12**	-	-	-1.11***	-3.80***	-0.66**	-
VU/V_{-12}^A	-	-	-	-	-	-2.77***	0.73**	-
		I.C.	I.C.	Sect.			Sect.	
$1/U_{-1}^2 M$	-	-	-	-	-	-	-0.07*	-
$1/U^2 Q$	-	-	0.47***	0.07***	-	-	0.73***	-

TABLEAU LXXXI (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
$1/U^2^A$	-	1.66***	0.64***	-	-	-	-	-
$1/U^2^A_{-12}$	-	2.44***	0.83***	-	-	-	-	-
		(x100)	(x100)	(x100)	(x100)	(x100)	(x100)	(x100)
DW_1^M	-	0.37***	0.59***	0.45***	0.27*	-1.48***	-1.38***	0.88**
DW_1^Q	0.19***	-4.23***	-2.05***	-	-	-	-	-3.16***
DW_1^A	-0.40***	4.10	9.20**	-	-	-	-11.88***	-
$DW_1^A_{-12}$	-	8.42*	9.21**	-	-	-	-9.70***	-
	DW	W_i/W	W_i/W	W_i/W	W_i/W	$D(W_i/W) \times 100$	$DW \times 100$	W_i/W
DW_{-1}^M	-0.12***	-	-0.16*d	-0.19***	0.14***	0.10***	0.60***	0.18***
DW^Q	-0.94***	0.29***	0.64***	0.21***	-0.39***	-0.21***	-2.37***	-
DW^A	-	-	0.63***	-	-	-	-	-0.20**

TABLEAU LXXXI (suite)

Variab ^{le}	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
DW ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-	-	-
DCPI ^M ₋₁	-	-	-	-	-	-	-	-
DCPI ^Q	-1.29***	-	-	-0.12*	-	-	-	-
DCPI ^A	2.27**	-	-	-	-	-	-	-
DCPI ^A ₋₁₂	2.68***	-	-	-	-	-	-	-
H/E _{i-1}	0.26***	-	-	0.37***	0.24***	-	-	-0.55***
\bar{R}^2	0.87	0.87	0.91	0.96	0.88	0.86	0.82	0.86
S.E.E.	5.31	0.39	0.22	0.82	0.26	0.28	0.26	0.42
D.W.	1.69	1.75	2.00	2.14	2.00	2.02	2.27	2.10

TABLEAU LXXXII
 MODELES SECTORIELS POUR LES PLACEMENTS/LE NOMBRE D'EMPLOYES DECLARE

DESAISONNALISE
 Dernières équations

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
k	1.58	0.11	6.96***	-0.33	-0.01	7.51**	1.67***	-64.23*
t	-0.07*	-0.04***	0.26***	-0.12***	-0.01***	0.04***	-0.03***	-0.93**
t ²	-	-0.01**	-	-	0.01***	-0.01***	0.01***	0.08**
Z _{i-1} ^M	-	-	-	0.55***	-	0.49*	-	-
Z _i ^Q	0.13***	0.04**	-	-	-	1.10**	-	-
Z _i ^A	-	-	-5.15***	0.20*	-	-2.06***	-	-2.42**
Z _{i-12} ^A	-	-	-4.89***	-0.17**	-	-2.11***	-	2.15***
	Sect.	I.C.	Sect.	Sect.	Sect.	I.C.	I.C.	V/U I.C.
V/ER ^M	0.19***	0.11***	0.51***	0.57***	0.47***	0.27***	0.12***	0.32***
V/ER ^Q	0.27***	-	-	-	-0.10**	-	0.15***	-

TABLEAU LXXXII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
V/ER ^A	-0.12	-0.02	0.09	0.00	-0.13	-0.26***	-0.25***	-0.57
V/ER ^A ₋₁₂	-0.16**	-0.17***	0.20***	-0.26***	-0.21**	-0.30***	-0.24***	1.12**
	Sect.		Sect.	Sect.	Sect.		I.C.	
VU/L ^M ₋₁	-	-	-0.04**	-0.11***	-	-	-	-
VU/L ^Q	-0.07***	-	-	-	0.11***	-	-0.10***	-
VU/L ^A	0.04	-	-0.10***	-	0.16***	-	0.19***	-
VU/L ^A ₋₁₂	0.09***	-	-0.22***	-	0.25***	-	0.21***	-
	Sect.	I.C.	Sect.		Sect.	I.C.	I.C.	I.C.
VU/V ^M ₋₁	0.08*	-	0.07*	-	-	-	-	-
VU/V ^Q	-	-	-0.16***	-	-	-	0.16***	-
VU/V ^A	-0.13	-0.09	0.41***	-	0.06	-0.32***	-0.29***	1.65
VU/V ^A ₋₁₂	-0.40**	0.26***	0.54***	-	-0.24***	-	-0.46***	3.13***

TABLEAU LXXXII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Sect.	I.C.	Sect.	Sect.	Sect.		I.C.	I.C.
$(1/U^2)^M_{-1}$	0.84***	-	-0.02***	0.51***	-	-	-	-
$(1/U^2)^Q$	-	-0.03***	0.02***	-	-	-	-	-
$(1/U^2)^A$	-4.97***	0.07***	0.02**	-	-0.07***	-	-0.03***	0.57
$(1/U^2)^A_{-12}$	-	-	0.02***	-	-0.06***	-	-0.05***	-1.20***
	(x100)			(x100)	(x100)			
DW_i^M	-	-	-	-	-	-	-	-
DW_i^Q	-1.96***	-	-	1.55*	-	-	-	-
DW_i^A	4.34***	-	-	-	-4.59***	-	-0.02***	-
$DW_i^A_{-12}$	5.37***	-	-	-	-2.30*	-	-	-
					$D(w_i/W)$	w_i/W	$D(w_i/W) \times 100$	w_i/W
DW^M	-	-	-	-	-	-	-	-
DW^Q	-	-	-	-	-	-	-	-

TABLEAU LXXXII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
DW ^A	-	-	-	-	0.05***	-1.24***	0.24***	1.51
DW ^A ₋₁₂	-	-	-	-	0.04**	1.57***	-	9.90***
			(x100)				(x100)	
DCPI ^M ₋₁	-	-	-	-	0.01***	-	-	--
DCPI ^Q	-	-	-0.68**	-	-0.01*	-0.03***	-0.77**	-
DCPI ^A	-0.28***	-	-	-0.19***	0.08***	0.18***	5.50***	-0.43***
DCPI ^A ₋₁₂	-0.34***	-	-	-0.12***	0.05	-	1.93**	-0.34*
(P/ER) _{i-1}	-	-	0.12*	-	-	-	-	-0.15*
\bar{R}^2	0.90	0.64	0.96	0.95	0.90	0.88	0.90	0.84
S.E.E.	0.36	0.07	0.04	0.25		1.17	0.04	0.71
D.W.	2.14	2.02	2.05	1.93	1.83	1.88	1.83	2.08

TABLEAU LXXXIII
 MODELES SECTORIELS POUR LES PLACEMENTS/LE NOMBRE D'EMPLOYES DECLARE
 MOIS DU MINIMUM
 Dernières équations

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	-16.04***	-5.60***	1.14***	0.20	-5.47***	11.42***	0.27**	-55.53***
t	-0.72***	-0.05***	0.03***	-	-	-	0.01***	0.71***
t ²	-0.07***	-0.06***	-	-	-	-0.01**	-	0.05***
Z _{i-1} ^M	0.85***	0.04***	-0.68**	-	-	-	-	-
Z _i ^Q	-	-	1.72***	0.23***	-0.60***	1.30***	-	0.78***
Z _i ^A	3.40***	-	-2.27***	-0.27**	0.35	-2.16***	-	-1.31*
Z _{i-12} ^A	-	-	-	-	-0.62***	-0.88***	-	-
	I.C.	I.C.	Sect.	Sect.	Sect.	Sect.	Sect.	I.C.
V/ER ^M	0.89***	0.15***	0.56***	0.74***	0.42***	0.21***	0.06***	1.06***
V/ER ^Q	-	-0.04*	0.09**	-	-	0.16***	0.07***	1.19***

TABLEAU LXXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
V/ER ^A	-0.43***	0.23***	-0.12***	0.21**	-	-	-0.27***	-0.27
V/ER ^A ₋₁₂	-	-	-	-0.33***	-	-	-	1.13***
		I.C.	Sect.	Sect.	Sect.	Sect.	Sect.	I.C.
VU/L ^M ₋₁	-	0.04***	-0.03***	-0.13***	0.16***	-	0.04***	-
VU/L ^Q	-	-	-	-	-	-0.13***	-	-0.64***
VU/L ^A	-	0.18***	-0.07***	-0.29***	0.15***	-0.01	-0.00	-
VU/L ^A ₋₁₂	-	-0.14***	-0.02***	0.21***	0.36***	-0.26***	-0.03***	-
	Sect.	I.C.		Sect.	Sect.	Sect.	Sect.	I.C.
VU/V ^M ₋₁	0.88***	-	-	-	-	-	0.02*	-
VU/V ^Q	-0.91**	0.07*	-	0.28*	-	0.22***	-	0.72*
VU/V ^A	0.49	0.01	-	-	0.23***	-0.06	-0.04	0.29

TABLEAU LXXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
VU/V^A_{-12}	0.63**	0.50***	-	-	-0.14**	0.51***	0.07***	2.37***
		I.C.	Sect.	Sect.	Sect.		Sect.	I.C.
$1/U^{2M}_{-1}$	-	-	0.02***	-	-0.01**	-	-	-
$1/U^{2Q}$	-	-	0.02***	0.01**	-	-	-	-
$1/U^{2A}$	-	0.12***	0.08***	-0.01	-0.10***	-	0.12***	0.23
$1/U^{2A}_{-12}$	-	-	-	-0.04**	-0.07***	-	-	-1.22***
		(x100)		(x100)	(x100)	(x100)	(x100)	
DW_1^M	-	-	-	0.09***	-	0.39***	-	-
DW_1^Q	0.12*	-0.55***	-	-	-	-0.89***	-	-0.03***
DW_1^A	-0.97**	1.46***	-	-	-1.58***	-	-0.63**	-
$DW_1^A_{-12}$	-	1.24**	-	-	-	-	-1.17***	-

TABLEAU LXXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	DW	W_i/W	DW(x100)		W_i/W	W_i/W	DWx100	W_i/W
DW ^M	-0.04***	-	0.06***	-	0.57***	-0.30**	0.15***	1.12**
DW ^Q	-0.20***	3.13***	-0.33***	-	-	0.79***	-0.16**	3.26**
DW ^A	0.20	-	2.11***	-	-	-1.62***	0.28	3.52**
DW ^A ₋₁₂	0.62***	-	2.59***	-	-	-	0.84*	-
			(x100)		(x100)			
DCPI ^M	-	-	-	-	0.78*	-	-	-
DCPI ^Q	-	-	-0.59***	-0.04***	-	-0.02***	-	-
DCPI ^A	-	-	-	-	4.35**	0.05**	-	-0.21**
DCPI ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-	-	-0.21*
(P/ER _i) ₋₁	0.11***	-	-	0.15***	-	-	0.22***	-

TABLEAU LXXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
\bar{R}^2	0.84	0.80	0.97	0.95	0.92	0.88	0.88	0.89
S.E.E.	1.60	0.06	0.03	0.23	1.05	1.11	0.36	0.45
D.W.	2.04	1.99	1.71	2.36	1.80	2.00	2.08	1.96

TABLEAU LXXXIV

MODELES SECTORIELS POUR LES CESSATIONS D'EMPLOI/L'EMPLOI MOYEN

SOMMAIRE DES RESULTATS POUR DIVERSES SPECIFICATIONS^a(Valeurs de \bar{R}^2)

A. Désaisonnalisé

Spécification	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
1	0.858	0.807	0.357	0.731	9.547	0.806	0.753	0.528
2	0.831	0.812	0.366	0.691	0.579	0.833	0.801	0.476
3	0.846	0.779	0.338	0.715	0.594	0.803	0.759	0.523
4	0.822	0.804	0.366	0.695	0.593	0.818	0.798	0.468
5	0.843	0.779	0.356	0.725	0.597	0.826	0.757	0.525
6	0.822	0.804	0.366	0.701	0.598	0.825	0.793	0.470
7	0.854	0.797	0.376	0.699	0.548	0.813	0.736	0.480
8	0.828	0.810	0.381	0.690	0.541	0.834	0.774	0.457
9	0.838	0.760	0.320	0.698	0.587	0.799	0.743	0.476
10	0.823	0.788	0.373	0.700	0.585	0.821	0.770	0.453
11	0.835	0.760	0.329	0.705	0.589	0.817	0.746	0.483
12	0.823	0.786	0.373	0.704	0.590	0.830	0.766	0.458

B. Mois du minimum

Spécification	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Const.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. & Imm.	Services
1	0.716	0.630	0.623	0.910	0.568	0.581	0.556	0.640
2	0.725	0.690	0.664	0.923	0.635	0.706	0.508	0.642
3	0.710	0.646	0.614	0.885	0.545	0.601	0.513	0.647
4	0.730	0.616	0.565	0.903	0.611	0.717	0.436	0.647
5	0.776	0.651	0.672	0.880	0.519	0.561	0.556	0.647
6	0.778	0.613	0.644	0.890	0.630	0.699	0.440	0.634
7	0.720	0.625	0.562	0.905	0.556	0.570	0.499	0.602
8	0.737	0.629	0.597	0.913	0.545	0.558	0.502	0.613
9	0.709	0.592	0.536	0.888	0.518	0.611	0.450	0.578
10	0.719	0.526	0.517	0.880	0.540	0.594	0.430	0.579
11	0.765	0.593	0.594	0.879	0.476	0.578	0.490	0.588
12	0.753	0.524	0.561	0.879	0.534	0.576	0.430	0.582

^a Les \bar{R}^2 sont significatifs approximativement aux niveaux suivants:

au niveau .10, .11;
 au niveau .05, .15;
 au niveau .01, .21.

TABLEAU LXXXV

MODELES SECTORIELS POUR LES CESSATIONS D'EMPLOI/L'EMPLOI MOYEN

SOMMAIRE DES SIGNES ALGEBRIQUES ET DE LA SIGNIFICATION
DES VARIABLES DANS CERTAINES REGRESSIONS CHOISIES

(Désaisonnalisé)

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Inmob.	Services
	Spécifi- cation	1	2	8	1	6	8	2	1
t, t^2	F	0.0	2.0	1.1	0.7	2.8 ^y	3.7 ^y	0.1	1.4
Z_i	F	0.2	1.5	0.4	1.6	3.1 ^y	2.4 ^y	-	1.6
	Signe	-	+	-	-	-	+	-	+
V/E	F	0.9	1.2	0.5	3.1 ^y	1.6	0.6	3.1 ^y	2.7 ^y
	Signe	+	-	+	+	+	+	-	-
VU/L	F	1.7	1.2	-	3.4 ^y	1.2	-	3.6 ^z	1.6
	Signe	+	+	-	-	-	-	+	-
VU/V	F	0.5	1.5	2.1 ^x	3.3 ^y	1.1	4.3 ^z	4.7 ^z	1.9
	Signe	+	-	-	+	+	+	-	0
$1/U^2$	F	5.0 ^z	0.5	1.0	3.7 ^z	3.4 ^y	0.5	0.9	1.1
	Signe	-	+	+	-	+	-	+	+
DW_i	F	4.4 ^z	0.9	1.1	4.0 ^z	4.3 ^z	1.2	2.6 ^y	0.9
	Signe	+ -	+ -	+ -	+ -	- +	+ -	+ -	- -
DW	F	4.5 ^z	2.4 ^y	1.6	2.4 ^y	5.3 ^z	2.6 ^y	3.3 ^y	0.6
	Signe	-	+	+	+	-	-	-	-
DCPI	F	1.3	0.7	0.3	3.1 ^y	2.2 ^x	2.7 ^y	1.0	1.9
	Signe	+	-	-	-	-	-	+	+
$(H/E)_{i-1}$	t	3.9 ^z	-1.3	0.8	0.9	1.1	0.9	1.3	2.4 ^y
	D.W.	2.16	1.94	2.61	2.42	2.11	2.25	2.40	2.35

x - significatif au niveau .10
y - significatif au niveau .05
z - significatif au niveau .01

TABLEAU LXXXVI

MODELES SECTORIELS POUR LES CESSATIONS D'EMPLOI/L'EMPLOI MOYEN

SOMMAIRE DES SIGNES ALGEBRIQUES ET DE LA SIGNIFICATION
DES VARIABLES DANS CERTAINES REGRESSIONS CHOISIES

Mois du minimum

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Spécifi- cation	6	2	5	2	6	4	5	5
t, t^2	F	1.1	3.5 ^y	0.7	1.0	0.9	0.7	0.7	0.5
Z_i	F	1.4	7.3 ^z	11.9 ^z	8.0 ^z	2.0 ^z	0.12	-	8.8 ^z
	Signe	+	+	+	+	-	-	-	0
V/E	F	2.2 ^x	4.8 ^z	6.0 ^z	4.6 ^z	2.7 ^y	10.0 ^z	0.9	0.7
	Signe	-	-	+	0	+	+	-	+
VU/L	F	1.6	5.3 ^z	4.8 ^z	4.1 ^z	2.1 ^x	8.0 ^z	1.8	3.7 ^z
	Signe	+	+	-	-	-	-	+	-
VU/V	F	2.4 ^x	5.4 ^z	3.3 ^y	7.4 ^z	0.4	3.6 ^z	1.4	0.6
	Signe	0	-	+	+	-	+	+	-
$1/U^2$	F	1.7	0.4	3.1 ^y	1.1	1.1	0.7	1.7	0.5
	Signe	-	-	+	+	+	+	+	-
DW_i	F	0.5	7.1 ^z	6.4 ^z	51.7 ^z	3.7 ^z	4.4 ^z	0.5	1.6
	Signe	+ -	- +	- -	- -	+ -	+ +	- -	+ +
W_i/W	F	6.0 ^z	7.3 ^z	5.0 ^z	20.6 ^z	3.6 ^z	5.1 ^z	3.5 ^y	1.5
	Signe	-	+	+	+	-	-	+	-
DCPI	F	0.7	2.3 ^x	1.3	2.8 ^y	2.6 ^y	1.4	1.1	0.7
	Signe	-	-	+	-	-	-	-	+
$(H/E_i)_{-1}$	t	1.0	-2.0 ^x	-3.5 ^z	1.5	-5.8 ^z	-0.1	0.5	-3.7 ^z
	D.W.	2.19	2.09	2.04	2.20	2.06	2.30	1.91	2.30

x - significatif au niveau .10
y - significatif au niveau .05
z - significatif au niveau .01

TABLEAU LXXXVII

MODELES SECTORIELS POUR LES CESSATIONS D'EMPLOI/L'EMPLOI MOYEN--DESAISONNALISE

Dernières équations

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	48.96***	26.30***	41.64**	-3.50	6.69***	3.89	5.71***	0.63
t	-	-	-	-	0.17***	-0.32***	-	-
t ²	-	-	-	-	-	-	-	-
Z _{i-1} ^M	-	-	-	-1.74*	-	1.37**	-	-
Z _i ^Q	-	-	-	2.67**	-	-	-	-
Z _i ^A	-	-	-	-	-	-	-	-
Z _{i-12} ^A	-	-	-	-	-	-	-	-
V/E _{i-1} ^M	IC	IC	V/U Sect.	Sect.	-	-	IC	Sect.
	-	-	-	0.44***	-	-	-	0.38**
V/E _i ^Q	-	-	-	-0.87***	-	-	0.47***	-0.25**
V/E _i ^A	-3.41***	-2.42***	0.19**	1.01**	-	-	-1.00***	-
V/E _{i-12} ^A	-	-2.89***	-	-	-	-	-0.98***	-
VU/L _{i-1} ^M	Sect.	IC	-	Sect.	-	-	IC	-
	-0.11***	-	-	-	-	-	0.14**	-
VU/L _i ^Q	0.30***	-	-	0.66**	-	-	-0.36***	-
VU/L _i ^A	0.23***	2.05***	-	-0.85*	-	-	0.65***	-
VU/L _{i-12} ^A	0.39***	1.98***	-	1.11***	-	-	0.75***	-
VU/V _{i-1} ^M	IC	IC	IC	Sect.	-	IC	IC	Sect.
	-	-	-0.20*	-	-	-0.32***	-0.35***	-
VU/V _i ^Q	-	-	-	-3.14***	-	-	1.08***	-
VU/V _i ^A	-5.55***	-4.15***	-	5.06***	-	0.51**	-1.01**	0.86**
VU/V _{i-12} ^A	-	-5.41***	-	-2.62***	-	0.62***	-2.42***	-

TABLEAU LXXXVII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
$(1/U^2)_{-1}^M$	Sect.	-	IC	Sect.	IC	-	-	-
$(1/U^2)^Q$	-0.43**	-	-	-	0.12***	-	-	-
$(1/U^2)^A$	0.54	-	-0.05	-0.12	0.07	-	-	-
$(1/U^2)_{-12}^A$	-2.15***	-	-0.04***	-0.88***	0.04*	-	-	-
DW_i^M	-	-	(x100) 0.61*	-	(x100) -	-	-	-
DW_i^Q	-0.05*	-	-	-	-	-	-	-
DW_i^A	-0.61***	-	-	-0.13***	-0.40	-0.04	-0.03	-
DW_{-12}^A	-0.31***	-	-	-	5.65**	-0.10***	-0.04*	-
DW_{-1}^M	W_i/W 0.76***	-	W_i/W 0.11*	W_i/W 0.14***	$DW(x100)$ -	W_i/W -	W_i/W 3.74***	-
DW^Q	-	-	-	-	-3.00***	-	-	-
DW^A	-0.78***	-	-0.46***	0.21***	-	-0.06	-	-
DW_{-12}^A	-	-	-	-	-	-0.16**	-	-
$DCPI_{-1}^M$	-	-	-	-0.06**	-	-	-	-
$DCPI^Q$	-0.45***	-	-	0.15**	0.05**	-	-	-
$DCPI^A$	-	-	-	-0.48***	-0.12*	-0.16***	-	-
$DCPI_{-12}^A$	-	-	-	-	-	-0.13***	-	-
H/E_{-1}	0.24***	-	-	-	-	-	0.12**	0.26*
\bar{R}^2	0.86	0.80	0.40	0.74	0.60	0.84	0.80	0.50
S.E.E.	2.01	0.31	0.24	0.53	0.21	0.15	0.14	0.41
D.W.	2.07	1.64	2.24	2.41	2.07	2.18	2.33	2.14

TABLEAU LXXXVIII

MODELES SECTORIELS POUR LES CESSATIONS D'EMPLOI/L'EMPLOI MOYEN--MOIS DU MINIMUM

Dernières équations

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	47.67***	47.21*	-8.17**	36.67***	5.76	4.59***	5.07***	1.05
t	-2.72***	-0.51***	-	-	-	-	0.05***	-
t ²	-	-	-0.11**	-	-	-	-	-
z_{i-1}^M	-0.17***	-0.83***	-13.73**	-	-0.78***	-	-	-18.91**
z_1^Q	-	-	-14.05**	-1.52***	-	-	-	6.80**
z_i^A	-	1.65***	31.25***	-	-	-	-	12.64**
z_{i-12}^A	-	-	-	-	-	-	-	-
V/E_{-1}^M	IC 3.92***	IC -	Sect. 1.22***	IC -2.63***	IC -0.28**	IC -1.72***	IC 0.31*	-
V/E^Q	-9.80***	1.14***	1.24**	2.72***	0.93***	1.57***	-0.68***	-
V/E^A	-	-4.88***	-1.70***	-	-0.83***	-	-	-
V/E_{-12}^A	-	-6.61***	4.60**	-	-	-	-	-
VU/L_{-1}^M	IC 1.90*	IC -	Sect. 0.28***	IC 1.69***	IC 0.40***	IC 1.02***	Sect. -0.46***	IC 0.82*
VU/L^Q	-	-1.01***	-0.69***	-2.66***	-0.36***	-0.57***	1.08***	-0.55*
VU/L^A	7.15***	4.36***	0.14	2.10***	-	-	-0.32***	-
VU/L_{-12}^A	4.92*	7.57***	-4.36***	-1.71***	-	-	-	-
VU/V_{-1}^M	-	IC 0.87***	Sect. -	IC -4.35***	-	IC -0.91***	Sect. 0.49***	Sect. -
VU/V^Q	-9.79***	-6.18***	-	4.48***	-	-	-1.04***	-
VU/V^A	-	-14.66***	1.41*	-	-	-	-	0.75*
VU/V_{-12}^A	-	-	4.69***	-	-	-	-	-

TABLEAU LXXXVIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manif.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	IC	Sect.	Sect.	IC	IC		Sect.	
$(1/U^2)_{-1}^M$	-	-0.90***	-	-	-	-	-	-
$(1/U^2)^Q$	4.00**	-	-	-	-	-	-	-
$(1/U^2)^A$	-7.08**	1.48	0.02	-0.10	0.53***	-	0.27***	-
$(1/U^2)_{-12}^A$	-8.14**	-6.94***	0.28***	2.99***	-	-	-	-
DW_1^{MM}	-	-	-0.05***	-0.04***	-	0.02***	(x100) -	-
DW_1^Q	-	0.05***	-0.06***	-0.02**	-0.03***	-0.03***	-1.97*	-0.03**
DW_1^A	-	-	-0.33**	-0.09***	-	0.19***	-	-
DW_{-12}^A	-	-	-	-	-	-	-	-
	DW	W_1/W	DW	W_1/W	W_1/W	$D(W_1/W)$	$DW(x100)$	
DW^M	-0.18***	-0.19***	0.05***	-0.38***	0.12***	0.02***	0.92***	-
DW^Q	-0.54***	-0.24***	0.06***	0.25***	-0.12**	-	-	-
DW^A	-	0.38**	0.33	-	-	-0.16***	-	-
DW_{-12}^A	-	-	-0.19*	-	-	-	-	-
$DCPI_{-1}^M$	-	-0.08***	-	-	-0.03**	-	-0.03**	-
$DCPI^Q$	-	0.12**	0.06*	0.21***	0.07**	-	-	-
$DCPI^A$	-	-0.46***	-	-0.76**	-	-	-	-
$DCPI_{-12}^A$	-	-0.35*	-	-	-	-	-	-
H/E_{i-1}	0.10***	-0.13***	-0.59	-	-0.50***	-	-	-0.38**
\bar{R}^2	0.80	0.72	0.69	0.93	0.65	0.75	0.62	0.67
S.E.E.	3.62	0.42	0.40	0.84	0.30	0.39	0.36	0.57
D.W.	2.16	2.01	2.00	2.13	1.81	2.14	1.70	2.11

TABLEAU IXC

MODELES SECTORIELS POUR LE TAUX DE VARIATION DU NOMBRE D'EMPLOYES DECLARE

SOMMAIRE DES SIGNES ALGEBRIQUES ET DE LA SIGNIFICATION
DES VARIABLES DANS CERTAINES REGRESSIONS CHOISIES

Désaisonnalisé

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Spécifi- cation	7	6	5	7	6	4	11	10
t, t ²	F	1.2	0.5	0.7	6.4***	11.2***	3.5**	0.1	12.0***
Z _i	F	3.8***	0.8	5.8***	8.9***	14.2***	19.8***	-	4.8***
	Signe	+	+	+	+	+	0		+
V/ER	F	0.5	1.4	1.4	7.7***	4.3***	1.3	1.6	7.5
	Signe	+ -	+ -	- -	+ -	- -	- +	- +	+ +

TABLEAU IXC (suite)

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
DCPI	F	2.6**	1.6	2.3*	3.5**	4.4***	2.4*	2.2*	1.6
	Signe	+	+	-	-	+	-	+	+
P/ER _i	F	2.6**	0.6	0.9	1.8*	-1.5	-3.1***	1.4	-0.1
D.W.		2.23	2.63	2.42	2.24	2.34	2.44	2.75	2.09
\bar{R}^2		0.189 ^Z	0.046	0.226 ^Z	0.278 ^Z	0.362 ^Z	0.282 ^Z	0.091 ^X	0.221 ^Z

TABLEAU IXC (suite)

VU/L	F	-	1.0	0.6	-	3.7***	2.1*	-	-
	Signe		+	+		+	-		
VU/V	F	4.3***	0.2	0.8	1.1	3.0**	1.1	0.3	2.7**
	Signe	-	-	-	+	-	+	+	-
1/U ²	F	0.8	0.1	1.7	4.5***	2.6**	2.1*	2.9**	3.4**
	Signe	-	-	-	+	-	+	-	-
DW _i	F	0.8	1.5	2.0	2.2*	3.8***	1.5	2.7**	1.7
	Signe	- -	- -	+ -	- -	- 0	+ +	- +	+ +
DW	F	0.7	3.7***	3.8***	2.9**	6.8***	3.4**	6.4***	2.0*
	Signe	+	-	+	-	-	-	+	-

TABLEAU XC

MODELES SECTORIELS POUR LE TAUX DE VARIATION DU NOMBRE D'EMPLOYES DECLARE

SOMMAIRE DES SIGNES ALGEBRIQUES ET DE LA SIGNIFICATION
DES VARIABLES DANS CERTAINES REGRESSIONS CHOISIES

Mois du minimum

Variable	Quantité	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Spécifi- cation	1	2	1	2	6	1	3	2
t, t^2	F	3.0 ^y	0.3	0.8	2.7 ^y	3.8 ^z	9.1 ^z	0.4	0.8
Z_i	F	6.3 ^z	8.1 ^z	11.5 ^z	15.0 ^z	9.9 ^z	14.2 ^z	-	24.2 ^z
	Signe	+	+	+	+	+	+	-	+
V/ER	F	1.5	4.5 ^z	4.7 ^z	12.4 ^z	4.4 ^z	5.8 ^z	1.2	11.3 ^z
	Signe	+ -	++	+ -	+ -	+ 0	++	++	++
VU/L	F	1.9	1.5	1.7	3.8 ^z	4.2 ^z	2.7 ^y	1.8	5.6 ^z
	Signe	0	-	+	-	+	-	-	-

TABLEAU XC (suite)

VU/V	F	7.7 ^Z	0.9	1.6	5.2 ^Z	3.8 ^Z	3.2 ^Y	1.7	8.9 ^Z
	Signe	+	+	-	-	0	+	+	+
1/U ²	F	0.5	0.6	3.9 ^Z	2.4 ^X	0.7	5.6 ^Z	0.3	0.7
	Signe	+	+	+	+	-	-	-	-
DW _i	F	13.7 ^Z	5.5 ^Z	2.1 ^Z	1.3	3.0 ^Y	2.3 ^X	1.2	4.4 ^Z
	Signe	- -	- +	+ +	+ +	- -	- +	- +	+ -
DW	F	12.9 ^Z	2.0 ^X	1.4	4.4 ^Z	2.8 ^Y	18.8 ^Z	1.7	3.4 ^Y
	Signe	+	-	+	-	-	-	-	+
DCPI	F	1.0	1.0	0.4	2.9 ^Y	3.4 ^Y	2.2 ^Y	0.8	0.6
	Signe	+	-	-	-	+	-	+	-
(P/ER _i) ₋₁	t	4.9 ^Z	0.3	1.4	1.7 ^X	-2.2 ^Y	0.10	1.1	-1.2
	D.W.	1.99	2.56	2.37	2.24	2.26	2.16	2.84	2.01
	\bar{R}^2	0.795 ^Z	0.300 ^Z	0.528 ^Z	0.830 ^Z	0.323 ^Z	0.649 ^Z	-0.014	0.669 ^Z

TABLEAU XCI

MODELES SECTORIELS POUR LE TAUX DE VARIATION DE L'EMPLOI (ENQUETE SUR LA MAIN-D'OEUVRE)

SOMMAIRE DES SIGNES ALGEBRIQUES ET DE LA SIGNIFICATION
DES VARIABLES DANS CERTAINES REGRESSIONS CHOISIES

Variable	Quantité	Mois du minimum							
		Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Trans. comm. et services publics	Comm.	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
	Spécifi- cation	1	5	10	5	7	2	4	2
t, t ²	F	2.5 ^x	3.3 ^y	2.2 ^x	0.7	3.1 ^y	0.1	0.1	0.8
Z _i	F	1.2	4.7 ^z	10.0 ^z	10.4 ^z	6.1 ^z	1.8	-	1.1
	Signe	+	+	+	+	-	-	-	+
V/ER	F	2.1 ^x	1.6	1.9	7.5 ^z	3.4 ^y	3.2 ^y	2.3 ^x	0.4
	Signe	+ -	- -	+ -	+ -	+ +	- +	- +	- -
VU/L	F	4.0 ^z	1.9	-	1.6	-	1.7	1.0	4.2 ^z
	Signe	+	+	-	+	-	-	-	+
VU/V	F	0.6	1.7	3.9 ^z	0.5	5.4 ^z	3.7 ^z	0.1	4.3 ^z
	Signe	-	-	-	-	+	+	+	+

TABLEAU XCI (suite)

1/U ²	F	1.3	3.7 ^Z	1.5	1.3	4.9 ^Z	0.7	1.1	1.9
	Signe	+	+	+	-	-	+	+	-
DW _i	F	10.2 ^Z	1.9	3.2 ^Y	1.0	1.1	3.8 ^Z	1.2	0.4
	Signe	- -	- -	- -	- -	- -	++	++	++
DW	F	6.8 ^Z	2.0 ^X	2.9 ^Y	1.7	3.2 ^Y	8.5 ^Z	0.6	2.4 ^Y
	Signe	+	-	-	+	-	-	+	-
DCPI	F	0.4	0.4	0.3	0.7	0.7	1.2	1.5	0.7
	Signe	+	+	-	-	-	-	+	+
(P/ER _i) ₋₁	t	3.2 ^Z	0.3	2.3 ^Y	1.5	-1.6	-0.1	0.2	0.2
	D.W.	2.11	2.20	2.45	1.99	2.32	2.23	2.44	1.90
\bar{R}^2		0.587 ^Z	0.087 ^X	0.374 ^Z	0.811 ^Z	0.416 ^Z	0.357 ^Z	-0.010	0.250 ^Z

Chapitre huit

CHOMAGE ET PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE

INTRODUCTION

Nous avons étudié le chômage et la participation à la main-d'oeuvre au chapitre cinq pour le biais de modèles simples qui n'utilisaient que les données provenant de l'Enquête sur la main-d'oeuvre. Nous allons maintenant nous intéresser à des modèles utilisant en plus les emplois vacants, les salaires, les prix et la productivité. En plus de se servir d'autres variables, les modèles diffèrent un peu dans leur façon de traiter les valeurs courantes des variables. Les modèles du chapitre cinq étaient purement des modèles d'appréciation; ceux de ce chapitre se basent sur des arguments développés aux chapitres précédents au sujet de la spécification. Cependant, comme le décrit le chapitre trois, la difficulté de comparer les différentes séries et l'envergure limitée de quelques-unes d'entre elles signifient, au mieux, que ces modèles ne sont qu'indicatifs et qu'ils ne permettent pas une estimation directe des paramètres mesurant les mécanismes à l'oeuvre sur le marché du travail. Les principales questions à examiner concernent les rôles des postes vacants et des salaires ainsi que des valeurs courantes et décalées des variables, et les similitudes ou différences entre les différents groupes.

Les modèles de ce chapitre étudient le chômage, la participation à la main-d'oeuvre et les mouvements bruts entre les principales catégories figurant à l'Enquête sur la main-d'oeuvre. Ils se concentrent sur la décomposition par âge et par sexe des données. Les spécifications sont basées sur les spécifications développées au chapitre six. Les modèles sont tous ajustés sur une base mensuelle. Les décalages répartis ont été traités en introduisant dans les variables indépendantes des moyennes trimestrielles et annuelles des variables au cours des trois ou douze mois précédant l'observation courante et indiquées respectivement par les indices supérieurs Q et A. L'indice supérieur M indique une observation mensuelle. La tension du marché du travail est représentée par la spécification T_1 plutôt que par la forme T_2 utilisée au chapitre six.

La principale distinction par rapport à la spécification du chapitre six est l'utilisation de tous les postes vacants et placements plutôt que de ceux de l'agrégat industriel. Afin de tenir compte de ce changement, les postes vacants et les placements sont divisés par le nombre total d'employés indiqué dans l'Enquête sur la main-d'oeuvre au lieu du nombre d'employés déclaré. A la suite d'une erreur d'écritures, nous avons découvert par hasard que le rapport du produit intérieur brut, niveau de l'agrégat industriel, au total décalé de l'emploi a tendance dans certaines équations choisies à produire des résultats plus vigoureux que le même rapport au niveau global et c'est cette forme de la variable Z que nous utilisons¹. La variable de variation des salaires employée, soit la rémunération hebdomadaire moyenne (DW), se rapporte, elle, à l'agrégat industriel.

Nous utilisons dans les modèles aussi bien le taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans que le taux chez un groupe donné, même s'il n'a pas été possible de décomposer les autres données. Nous utilisons ces dernières sous forme des carrés de leurs raisons inverses. Pour les quelques équations choisies où nous avons fait la comparaison, cette forme s'est avérée au moins aussi bonne que les taux de chômage ou leur raison inverse. Les spécifications comprennent également les

¹Des contraintes de temps dans notre étude nous ont empêché d'explorer le fondement et l'importance de cette bizarrerie. Elles nous ont aussi incité à nous fier aux résultats ainsi obtenus plutôt qu'à refaire les divers calculs.

variables S/U_{-1} , le rapport du nombre de sans-emploi qui cherchent du travail depuis plus quatre mois au nombre de chômeurs décalé d'un mois, une variable déjà utilisée au chapitre cinq, et soit $\Delta L/L_0$, le taux de variation de la main-d'oeuvre pour un groupe donné, soit L/P_{0-1} , le taux décalé de participation à la main-d'oeuvre pour le même groupe.

Un problème suscité par l'emploi de données mensuelles est le fait que les données tirées de l'Enquête sur la main-d'oeuvre se rapportent au milieu du mois alors que les autres sont soit des données sur des événements survenus au cours du mois, soit des mesures relevées à la fin du mois. Nous n'en avons pas tenu compte dans les deux chapitres précédents en considérant que les données de l'Enquête sur la main-d'oeuvre se réfèrent au même mois que les autres. Dans ce chapitre, il nous a paru plus sage d'essayer d'ordonner les données "par période" en faisant la moyenne du mois courant et du précédent pour obtenir des chiffres censés correspondre aux données de l'Enquête sur la main-d'oeuvre. Ce calcul de la moyenne a été effectué avant d'établir des rapports et avant de calculer des taux de variation dans le cas de la rémunération hebdomadaire moyenne et de l'Indice des prix à la consommation. Les variables utilisées sont énumérées dans les renvois aux tableaux de ce chapitre.

MOUVEMENTS BRUTS

Comme nous l'avons signalé aux chapitres trois et cinq, les données sur les mouvements bruts se réfèrent au nombre de personnes dans chaque catégorie qui se souviennent avoir fait partie d'une autre catégorie au cours du mois précédent. Les modèles ajustés utilisent deux formes de variables dépendantes. Il s'agit d'abord, comme au chapitre cinq, de la proportion de ceux qui se rappellent avoir été dans une catégorie et qui sont maintenant dans une autre catégorie. Autrement dit, si x_{jkt} se réfère à ceux qui sont dans la catégorie k et se rappellent avoir été dans la catégorie j à la période t , la variable dépendante y_{jkt} est de la forme

$$y_{jkt} = x_{jkt} / \sum_k x_{jkt}.$$

L'autre forme, qui provient de l'extension par Theil (1969) de l'analyse logit à la distribution multinomiale, est

$$y_{jkt} = \log (x_{jkt}/x_{jjt}).$$

Il s'agit du logarithme du rapport de la proportion de ceux qui entrent dans la catégorie k en provenance de la catégorie j à la proportion de ceux qui restent en j. En envisageant les proportions comme des estimations de probabilités, ces variables peuvent être considérées comme les logarithmes des chances en faveur de passer dans la catégorie k au lieu de rester dans la catégorie j.

Le même ensemble de variables indépendantes est utilisé avec les deux formes de variables dépendantes. On les trouvera énumérées à la colonne principale du tableau XCII. Avec le second type de variable dépendante, les coefficients sont des estimations des dérivées partielles des logarithmes des chances concernant les variables. L'écart entre les coefficients d'une variable dans les équations de $\log (x_{jkt}/x_{jjt})$ et $\log (x_{jmt}/x_{jjt})$ est une estimation des dérivées partielles du logarithme des chances en faveur de passer de la catégorie j à la catégorie k par rapport aux chances de passer de j à m, c'est-à-dire de $\log (x_{jkt}/x_{jmt})$.

La deuxième forme de variable dépendante est plus attrayante à priori en ce sens qu'elle ne risque pas de prédire des proportions en dehors de l'intervalle compris entre zéro et un. Elle tend aussi à produire de meilleurs résultats en ce sens que, si on le retranscrit dans les proportions utilisées avec la première forme, les sommes des carrés des écarts entre les observations réelles et les observations estimées y sont plus petites que dans les modèles employant la première forme². A la lumière de ces considérations, nous ne présentons que les résultats pour la deuxième forme. Les modèles sont ajustés de janvier 1961 à novembre 1970, soit un total de 119 observations. Les estimations des six équations examinées apparaissent au tableau XCII. Dans chaque paire, une équation est hautement significative, et l'autre,

²Nous n'avons effectué l'opération que pour les chiffres globaux et nous n'avons ensuite utilisé que la deuxième forme séparément pour les hommes et pour les femmes.

soit non significative, soit, dans le cas de mouvements du chômage hors de la main-d'oeuvre, $(U-N)/(U-U)$, à peine significative au seuil de .10. Les trois qui sont significatives se réfèrent aux mouvements de l'emploi vers le chômage, $(E-U)/E-E$, du chômage vers l'emploi, $(U-E)/(U-U)$, ainsi que d'en dehors de la main-d'oeuvre vers l'emploi, $(N-E)/(N-N)$. Même dans ces équations, la plupart des coefficients individuels ne sont pas significativement différents de zéro, seuls 13 des 104 coefficients étant significatifs, et ce, même au seuil de .10. Ce manque de précision est probablement dû à une forte collinéarité dans les variables indépendantes, combinée à un nombre plus restreint d'observations que dans les modèles mensuels explorés aux chapitres six et sept, et n'indique pas forcément que certaines variables ne jouent aucun rôle. En réalité, on pourrait facilement réfuter dans au moins une des équations significatives l'hypothèse que les coefficients s'appliquant à chacune des variables avec un décalage réparti égalant zéro. Pour mieux concentrer l'attention sur les associations observées dans les données, nous avons éliminé progressivement les coefficients non significatifs jusqu'à ce que tous soient significatifs au seuil de .10³. Le tableau XCIII illustre les résultats obtenus.

Les résultats pour les mouvements de l'emploi vers le chômage présentent plusieurs caractéristiques intéressantes. Les variations de salaires ont dans l'ensemble un effet négatif. Cela ne se produit dans le modèle complet que pour la moyenne annuelle et sa valeur décalée; seules les trois valeurs décalées demeurent (avec des coefficients négatifs) dans les modèles "finals". Dans les modèles complets, les termes de salaires sont compensés par des coefficients de variation des prix de signe opposé, mais ces coefficients disparaissent des modèles "finals". Les résultats suggèrent donc essentiellement que ce sont les écarts des salaires par rapport à la tendance, ou encore les variations dans les salaires réels qui gardent les gens au travail, et non pas les écarts immédiats dans les variations de salaires par rapport à ceux du passé récent. Les différentes variables dépeignent les conditions qui prévalent sur le marché du travail sont également assez révélatrices. La raison inverse du taux de chômage global a des coefficients dont la somme

³ Encore une fois, nous avons retenu les moyennes annuelles tant qu'il restait de ces variables décalées et nous n'avons pas éliminé Z sans éliminer t².

est positive dans le modèle complet, et négative dans la version finale. Dans les deux cas, les effets négatifs proviennent de la moyenne annuelle et laissent soupçonner qu'une augmentation du taux de chômage par rapport à l'année précédente accroît le mouvement qui s'ensuit en direction du chômage. Le taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans a un effet négatif, la moyenne annuelle étant la forme de cette variable qui manifeste la plus grande vigueur.

Il ne faut guère s'étonner si le schéma relatif au chômage est ambigu. La notion de mouvement recouvre des cessations d'emploi volontaires et involontaires et ceux qui quittent un emploi et en trouvent un autre dans le même mois sont probablement comptés parmi ceux qui continuent à travailler de sorte que le mouvement ne reflète pas le nombre de tous ceux qui quittent l'emploi à un moment donné au cours du mois. Alors qu'on doit s'attendre à un effet négatif du taux de chômage perçu sur les départs volontaires, les deux autres mouvements peuvent bien être à l'origine de l'effet positif.

Les variables des postes vacants présentent aussi des schémas de signes variés. Le rapport des postes disponibles à l'emploi (V/E), a un effet négatif, de même que la valeur courante; le rapport des postes restés vacants à la main-d'oeuvre, (VU/L), a un effet positif concentré dans la moyenne annuelle; et le rapport des postes restés vacants aux postes disponibles, (VU/V), a un effet négatif qui disparaît dans le modèle final et dont les estimations de points dans le modèle complet indiquent que la variation peut en avoir un effet négatif. Encore une fois, la variété des mouvements inclus au niveau de la variable dépendante peut expliquer le schéma ou refléter les aspects multidimensionnels de la tension du marché du travail du côté de la demande.

La variable de productivité (Z) est hautement significative avec des coefficients généralement négatifs. Cependant, aussi bien dans le modèle complet que dans le modèle final, la moyenne trimestrielle a un coefficient positif sensiblement de même valeur absolue que la valeur mensuelle décalée ou la moyenne annuelle.

L'équation du mouvement hors du chômage montre aussi des caractéristiques intéressantes. Dans le modèle complet, les coefficients sont positifs pour la variation des salaires du

mois courant ainsi que la moyenne annuelle, et négatifs pour la moyenne trimestrielle et la moyenne annuelle décalée. Ces coefficients des variations de salaires sont compensés par des signes exactement opposés dans les variations des prix. Dans le modèle final, seules les valeurs mensuelles survivent, avec un coefficient positif pour les variations de salaires, négatif pour les variations décalées des prix.

Dans le modèle complet, le taux de chômage global a généralement un effet négatif sur le mouvement en direction de l'emploi, partiellement compensé par un effet positif du taux chez les hommes de 25 à 44 ans. Après élimination des coefficients non significatifs, peut subsister le taux global avec l'écart entre la moyenne annuelle du carré de la raison inverse de ce taux et cette valeur décalée d'une année qui semble être une variable importante; autrement dit, d'une année à l'autre, l'augmentation passée du taux de chômage est appelée à grossir le mouvement en direction de l'emploi.

Encore une fois, les variables des postes vacants présentent des schémas de signes variés aussi bien dans chaque type de variable qu'entre les variables, les coefficients de VU/L (généralement positifs) étant de signe opposé à ceux de V/E et VU/V . Ces signes sont généralement les mêmes que ceux du mouvement hors de l'emploi vers le chômage plutôt que l'inverse. Au chapitre de l'ampleur des coefficients, les moyennes annuelles et leurs valeurs décalées dépassent les versions à plus court terme. Les coefficients de la variable de productivité dans le modèle complet sont de signe opposé à ceux dans le modèle sur le mouvement de l'emploi vers le chômage, bien que la valeur annuelle décalée y ait un coefficient bien plus grand que les autres. Seul le coefficient (positif) de la moyenne annuelle subsiste dans l'équation "finale".

L'équation sur le mouvement d'en dehors de la main-d'oeuvre vers l'emploi montre d'autres schémas intéressants. Les variations de prix ainsi que les variations de salaires ont généralement des effets positifs qui demeurent importants jusqu'aux équations "finales". Le taux de chômage global tend à avoir des coefficients de signe opposé à ceux du taux chez les hommes de 25 à 44 ans quoique seule la moyenne annuelle de ce dernier subsiste dans l'équation finale. Ainsi, le coefficient négatif confirme l'hypothèse du travailleur additionnel alors que le schéma de signes dans le modèle complet

indique que les deux hypothèses du travailleur additionnel et du travailleur découragé sont à l'oeuvre. Cependant, si c'est l'hypothèse du travailleur additionnel qui est à l'origine des résultats, l'importance de la moyenne annuelle surprend quelque peu. Evidemment, les résultats non significatifs pour les mouvements vers l'extérieur de la main-d'oeuvre n'apportent aucune confirmation à ces hypothèses en provenance de l'autre direction.

Il n'y a probablement pas grand chose à tirer du fouillis des signes des variables des postes vacants et de la productivité. La valeur courante de V/E et la moyenne annuelle de VU/L sont les seules à subsister. Le coefficient négatif de la première est surprenant; mais le coefficient positif de la seconde l'est moins.

Le coefficient négatif du taux décalé de participation à la main-d'oeuvre est intéressant dans la mesure où il suggère, comme on le soupçonnait que les chances en faveur d'entrer sur le marché du travail sont d'autant plus faibles que le taux de participation est plus élevé. Par ailleurs, les coefficients élevés et positifs qu'obtient cette variable dans le modèle (non significatif) sur les mouvements d'en dehors de la main-d'oeuvre vers le chômage permettent un temps d'arrêt. Cependant, dans la limite des variations observées, la dérivée partielle du taux estimé de non participation par rapport au taux de participation à la main-d'oeuvre est positive.

Nous avons également ajusté séparément les modèles pour les hommes et les femmes. Le seul changement dans les variables indépendantes est la substitution des taux de chômage et de participation à la main-d'oeuvre **pour chaque groupe** par les taux de l'ensemble. Les résultats pour les modèles complets figurent aux tableaux XCIV et XCVI, alors que les équations finales après l'élimination des coefficients non significatifs apparaissent aux tableaux XCV et XCVII.

Les principales différences dans les résultats d'ensemble sont les suivantes: (1) chez les hommes, l'équation des mouvements du chômage vers l'extérieur de la main-d'oeuvre devient significative alors que celle des mouvements de l'extérieur de la main-d'oeuvre vers l'emploi devient non significative; (2) **chez les femmes**, l'équation des mouvements du chômage vers l'emploi n'est **aucunement** significative alors

que celle des mouvements de l'emploi vers l'extérieur de la main-d'oeuvre l'est fortement.

Dans les versions complètes, les effets des variations de prix et de salaires sur les mouvements de l'emploi vers le chômage corroborent essentiellement les résultats obtenus pour l'ensemble. Cependant, ce n'est pas la même chose dans les équations finales où chez les hommes, seule la variable des variations mensuelles demeure significative, avec un coefficient négatif. Chez les femmes, seulement la variable des variations annuelles de salaires demeure, avec un coefficient positif. L'équation complète pour les hommes montre la même différence de signe entre le taux de chômage de groupe et celui des 25 à 44 ans, bien que la situation change dans l'équation finale, où les effets d'ensemble des deux raisons inverses sont positifs. Dans les modèles complets pour les femmes, les deux ont un effet positif, et seul le taux de chômage de groupe subsiste jusque dans l'équation finale. Dans le cas des hommes, les schémas des coefficients des postes vacants confirment en général ceux qu'on a observés au niveau global, et les variables qui subsistent sont les mêmes dans les équations finales. Il en est de même pour les variables de productivité. Les moyennes annuelles des variables des postes vacants pour les femmes sont de signe opposé à celle des équations globales. Seules V/E et VU/L subsistent et alors ce sont leurs moyennes annuelles décalées d'un an qui manifestent de la vigueur. Les schémas de productivité des équations complètes sont cependant les mêmes. Chez les femmes, le taux décalé de participation subsiste, avec un coefficient négatif.

Les schémas des coefficients de variation des prix et salaires chez les hommes sont un peu différents des schémas globaux dans l'équation des mouvements du chômage vers l'emploi; mais dans l'équation finale, on retrouve le même schéma d'un effet positif pour la variation des salaires courants et d'un effet négatif pour la valeur décalée des variations mensuelles des prix. Dans l'équation finale, le taux de chômage de groupe ne présente pas de mélange de signes, mais c'est plutôt le taux des 25 à 44 ans qui subsiste, avec un coefficient négatif pour la moyenne annuelle du carré de la raison inverse et pour sa valeur décalée. Toujours dans les équations finales, les indications à propos des postes vacants sont les mêmes qu'au niveau global, quoiqu'il y ait une légère différence entre les variables qui captent ces effets.

Par ailleurs, au lieu que ce soit la moyenne annuelle de la variable de productivité qui ait un fort coefficient positif, c'est sa valeur décalée d'un an qui en a un fort négatif, ce qui correspond bien aux indications fournies par l'équation complète au niveau global.

Il y a plusieurs différences entre les chiffres pour les femmes et les chiffres globaux dans l'équation des mouvements de l'extérieur de la main-d'oeuvre vers l'emploi. D'où il s'ensuit que les variables indépendantes qui subsistent dans les équations finales ne sont pas tout à fait les mêmes. Par exemple, seule subsiste avec un coefficient négatif la variable de la variation moyenne annuelle des salaires. Demeurent aussi, avec des effets opposés, le taux de chômage du groupe aussi que celui chez les hommes de 25 à 44 ans, dont l'effet est en outre opposé à l'effet par le total dans l'équation finale. Il n'est pas évident laquelle de ces équations est préférable ni même qu'on doive en retenir une de toute façon.

Passons maintenant aux équations qui sont non significatives pour le total; dans l'équation des mouvements du chômage vers l'extérieur de la main-d'oeuvre chez les hommes, les taux de chômage n'ont aucun effet significatif. Les variations de salaires, notamment leur moyenne décalée d'un an, ont des effets négatifs, comme les variations annuelles de prix. La variable de productivité indique que la variation au cours de l'année a un effet négatif. Les postes vacants présentent encore une fois un schéma ambigu.

Dans l'équation des mouvements de l'emploi vers l'extérieur de la main-d'oeuvre chez les femmes, la variation annuelle moyenne des salaires a un fort coefficient positif qui est cependant plus que compensé par les coefficients négatifs des variables des variations annuelles de prix. Relativement au coefficient négatif des salaires dans le modèle final pour le mouvement chez les femmes de l'emploi vers le chômage, des salaires en hausse, en fait des salaires réels en hausse, semblent inciter les femmes qui travaillent à quitter la main-d'oeuvre. L'inverse du carré du taux de chômage exerce également une influence positive sur les mouvements vers l'extérieur de la main-d'oeuvre, comme le fait le taux décalé de participation. L'effet des postes vacants, comme de la productivité, se concentre dans la moyenne annuelle. Les coefficients de V/E et VU/V sont posi-

tifs; par contre ceux de Z et VU/L sont négatifs.

La principale faiblesse de ces modèles est leur explication peu satisfaisante de la participation à la main-d'oeuvre. Nous avons essayé une méthode de rechange pour structurer les mouvements; il s'agit d'élaborer des modèles mesurant d'abord la probabilité de passer de l'emploi ou du chômage à l'extérieur de la main-d'oeuvre et calculant ensuite les chances de ceux qui demeurent dans la main-d'oeuvre d'être au travail ou en chômage. Cette dernière probabilité figure dans les première et troisième colonnes des tableaux XCII à XCVII. Cette approche ne produit pas de modèles significatifs lorsque la précédente n'en a pas produit et, dans le cas des femmes quittant l'emploi, le nouveau modèle est plus faible que le modèle déjà développé. Il en est de même également du modèle des mouvements vers l'extérieur ou en direction de la main d'oeuvre.

Etant donné la nature des données, la courte séquence des observations et les problèmes d'interprétation des coefficients discutés au chapitre trois, ces modèles sur les mouvements bruts sont assez encourageants. Il s'agit maintenant de se demander quelle sorte d'explication fournissent ces modèles lorsqu'on s'en sert pour le taux même du chômage.

LE TAUX DE CHOMAGE

Les modèles sur le taux de chômage examinent chacune des quatorze catégories âge-sexe étudiées au chapitre cinq. Ils sont également ajustés pour tous les hommes, toutes les femmes et le total, ainsi qu'aux données désaisonnalisées et aux données ajustées aux mois du minimum de l'emploi et de la participation à la main-d'oeuvre, comme au chapitre quatre. Par rapport aux modèles sur les mouvements bruts, la principale différence dans la spécification est l'inclusion du taux courant de variation de la main-d'oeuvre pour le groupe, $\Delta L/L$, au lieu du taux décalé de participation. En outre, le chômage pour le groupe, décalé d'un mois, y remplace le carré de l'inverse de cette variable, ce qui tient compte plus directement de la spécification figurant au chapitre deux.

Les modèles développés ici ne sont pas comparables aux modèles étudiés à la section deux du chapitre cinq et ce, à

un seul mais important point de vue. Ces derniers incluaient en effet la valeur courante du taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans; ceux-ci ne le font pas. Pour voir comment un simple modèle comme celui du chapitre cinq se compare à un modèle plus complexe, nous l'avons modifié pour y inclure la valeur décalée de ce taux de chômage et sa moyenne au cours des six mois précédant le mois d'observation. Le modèle comprend aussi la moyenne pour six mois du taux de chômage dans chaque groupe. Autrement, le modèle est le même qu'au chapitre cinq, sauf que la période utilisée est plus courte.

Le tableau XCVIII présente la comparaison entre les modèles en termes des erreurs-types d'estimation et de leur rapport. La version modifiée du premier modèle est désignée comme le modèle "simple" et la version à spécification très poussée, modèle "complet". Les différentes façons de traiter les taux de chômage rendent la comparaison difficile. Si les taux de chômage utilisés dans le modèle simple se présentaient exactement sous la même forme que dans le modèle complet, une valeur de 1.03 pour le rapport de l'erreur-type d'estimation dans le modèle simple à celle du modèle complet serait significatif au seuil de .10. Une valeur de 1.05 le serait au seuil de .05. Par ailleurs, seules des valeurs supérieures à 1.31 indiqueraient que la probabilité à posteriori du modèle complet calculée selon l'équation (3.14) du chapitre trois est supérieure à celle du modèle simple. Implicitement, les probabilités à priori utilisées dans cette équation attribuent de très grands coefficients aux modèles simples lorsqu'il y a une grande multicollinéarité.

Les résultats du tableau XCVIII ne sont que légèrement en faveur du modèle complet. Règle générale, les rapports dépassent la plus petite des trois valeurs mentionnées, et ce, davantage dans les équations désaisonnalisées que dans les équations du mois du minimum. Ils ne dépassent jamais la valeur la plus élevée. Cependant, deux autres facteurs semblent aussi désigner les modèles complets. Premièrement, si on vérifie les modèles en omettant les variables du modèle simple autres que k , t , t^2 et U_{0-1} , le modèle qui en résulte semble être aussi vigoureux que le modèle complet et supérieur au modèle simple. Deuxièmement, l'élimination dans tous les modèles des deux ou trois variables les moins significatives aboutit à des modèles complets nettement plus vigoureux que les modèles simples. Il semble donc que la

collinéarité des données est telle que dans une large mesure, divers modèles fondamentalement différents sont presque autant capables d'expliquer les taux de chômage. Les modèles complets renferment peut être "trop" de coefficients; mais il est loin d'être évident que tous ces coefficients qui les distinguent en esprit des modèles simples fassent double emploi.

Une caractéristique du tableau XCVIII est la faiblesse des modèles avec le mois du minimum. La substitution du modèle simple de cette section au modèle du chapitre cinq a affaibli la position relative des versions du mois du minimum. Le fait de continuer jusqu'aux modèles complets ajoute moins aux versions du mois du minimum qu'aux versions désaisonnalisées. L'effet des changements est que dans quinze cas sur dix-sept au tableau XCVIII, l'erreur-type d'estimation pour la version du mois du minimum est plus élevée que pour la version désaisonnalisée. Etant donné les ambiguïtés fondamentales mentionnées dans la spécification des modèles complets, nous avons préféré ne pas nous préoccuper de leur version du mois du minimum.

Les modèles complets désaisonnalisés pour les hommes et pour le total figurent au tableau IC, et ceux pour les femmes, a tableau C. Comme il fallait s'y attendre, la plupart des coefficients individuels dans ces modèles ne sont pas significativement différents de zéro. Les résultats obtenus par l'élimination des coefficients non significatifs figurent aux tableaux CI et CII.

Les estimations n'apportent que relativement peu à l'appui de l'hypothèse que les variations de salaire contribuent à réduire les taux de chômage. Les variations mensuelles peuvent aussi bien avoir des coefficients positifs que négatifs; ces coefficients sont tous inférieurs aux autres coefficients des variations des salaires et disparaissent des dernières équations. Les coefficients des variations décalées des salaires ont des signes variés dans les équations. Si on peut en tirer directement une conclusion quelconque, c'est que les variations passées des salaires, surtout celles de l'année précédente, peuvent entraîner un taux de chômage plus élevé chez plusieurs groupes; mais la preuve est loin d'être concluante. L'effet des coefficients de variations des prix est également obscur; ils montrent une certaine tendance à renforcer les termes des

variations de salaire quoique dans plusieurs cas, ils semblent plutôt agir en sens inverse.

Dans la plupart des cas et dans tous les cas significatifs, le taux courant de vacance a un effet négatif dans les équations pour les hommes, mais non pas dans celles pour les femmes. Comme le laissent prévoir les résultats antérieurs, les différentes variables des postes vacants ont des effets opposés et leurs signes varient à l'intérieur de chacun des groupes. Rien n'en ressort qui puissent être généralisé. La remarque vaut aussi, semble-t-il, pour les variables de productivité.

Les variables du chômage présentent également des schémas variés, avec le taux du groupe ayant une influence parfois opposée à celui chez les hommes de 25 à 44 ans, et parfois dans le même sens et avec des différences apparaissent parfois importantes et parfois non. Même le taux de chômage décalé ne montre pas toujours un coefficient positif et il "disparaît" de plusieurs équations. Le taux de variation de la main-d'oeuvre a des effets positifs et subsiste dans les modèles dans le cas des deux groupes les plus jeunes et du plus âgé.

PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE

Les modèles pour la participation à la main-d'oeuvre diffèrent des modèles pour le taux de chômage (1) en utilisant la valeur mensuelle décalée de V/E au lieu de sa valeur courante; (2) en utilisant la raison inverse du carré de la valeur mensuelle décalée du taux de chômage du groupe au lieu du niveau de cette variable; (3) en décalant la valeur mensuelle de la variable de variation des salaires mensuels; et (4) en remplaçant le taux de variation dans la main-d'oeuvre par le taux décalé de participation à la main-d'oeuvre.

Encore une fois, nous avons fait des comparaisons entre le genre de modèle simple développé au chapitre cinq et un modèle légèrement différent. Nous nous sommes servi du taux de chômage chez les hommes de 25 à 44 ans et de sa moyenne pour six mois sous forme décalée plutôt que sous la forme courante⁴. Les comparaisons figurent au tableau CIII en

⁴ Il est possible que l'on doive introduire dans les modèles

termes des erreurs-type d'estimation et de leur rapport.

Comme dans les modèles pour le taux de chômage, les modèles complets ne montrent aucune supériorité définitive par rapport aux modèles simples. Cependant, le modèle complet semble supérieur dans la plupart des cas en termes des valeurs de F pour les rapports suggérés à la section précédente. Les autres facteurs mentionnés en rapport avec les modèles pour le taux de chômage entrent aussi en ligne de compte: les versions basées sur les éléments distincts des modèles complets, sauf pour k , t , t^2 et le taux décalé de participation du groupe, ont encore une fois un léger avantage sur les modèles simples. Bien entendu, comme nous l'avons constaté au chapitre cinq, une bonne partie de l'association observée dans les variables provient de ces quatre qui sont communes aux deux versions.

Contrairement aux résultats des modèles pour le taux de chômage, les versions du mois du minimum pour la participation à la main-d'oeuvre continuent à avoir un avantage sur les versions désaisonnalisés aussi bien dans les modèles simples que dans les modèles complets. Malheureusement, il y a tant de différences entre les deux que les versions du mois du minimum ne donnent pas toujours une bonne indication de ce que montrent les versions désaisonnalisées. Nous présentons donc les deux versions. Les modèles complets désaisonnalisés figurent aux tableaux CIV et CV, et les modèles complets, version du mois du minimum, aux tableaux CVI et CVII. Les modèles obtenus à la suite de l'élimination des coefficients non significatifs figurent aux tableaux CVIII et CIX pour les équations désaisonnalisées et aux tableaux CX et CXI pour les équations du mois du minimum.

Les variations de salaire semblent stimuler la participation

4 (suite)

la valeur courante de ce taux de chômage pour des raisons auxquelles nous avons fait allusion au chapitre deux. Toutefois, l'effet est probablement représenté de façon plus adéquate par la valeur immédiatement décalée que par la valeur enregistrée à la fin du mois, dont les décisions au sujet de la main-d'oeuvre se reflètent sur la variable dépendante. Quoi qu'il en soit, le recours aux valeurs décalées évite le problème d'identification qui se poserait si quelques-uns des coefficients pour les modèles de la section étaient égaux à zéro.

à la main-d'oeuvre, en ce sens que la somme des coefficients de ces variations est positive dans la plupart des équations. Il y a bien des exceptions, notamment chez les hommes de 20 à 44 ans en termes de modèles complets. Les variations des prix ont aussi tendance à avoir un effet négatif, mais cette tendance est peu prononcée notamment dans le cas des femmes dans les modèles complets et dans les modèles finals, version du mois du minimum. Les effets des variations de prix n'équilibrent pas toujours ceux des variations de salaire, ce qui écarte une interprétation basée sur les salaires réels.

Etrangement, les coefficients du taux de chômage chez les hommes de 14 à 24 ans et de plus de 55 ans, groupe où les hypothèses ont les meilleures chances de se vérifier, tendent à montrer que l'effet du travailleur supplémentaire joue par le biais des coefficients de $1/U_p^2$ alors que l'effet du travailleur découragé joue par le biais des coefficients de $1/U_o^2$. Ces effets se concentrent d'habitude dans les coefficients des moyennes annuelles ainsi que dans ceux de leur valeur décalée, mais tel n'est pas toujours le cas; des signes "bizarres" surgissent parfois, ce qui indique probablement un effet de variation du genre de celui observé au chapitre cinq. L'interprétation à partir du changement est bien moins évidente dans ces résultats que dans les modèles du chapitre cinq. Aucune des deux hypothèses ne ressort clairement des coefficients du chômage chez les femmes dans les modèles complets où l'on doit s'y attendre le plus, bien que des interprétations à partir de la première dérivée soient plus plausibles ici qu'elles ne l'étaient chez les hommes. Il ne subsiste que peu de coefficients des taux de chômage dans les modèles finals. Ceux qui le font semblent suggérer, s'ils suggèrent quoi que ce soit, que des taux de chômage élevés entraînent de faibles taux de participation, conformément à l'hypothèse du travailleur découragé. L'autre variable qui mesure l'effet de "découragement", S/U_{-1} , est plutôt faible et suggère que l'interprétation du travailleur découragé vaut pour les jeunes mais non pour les vieux.

Les variables de productivité des postes vacants semblent avoir de l'importance. Cependant, il n'y a pas de schéma très défini dans les résultats. Divers types de variables ont des coefficients d'ensemble et des coefficients particuliers qui diffèrent selon les équations; les groupes diffèrent

entre eux. Les interprétations à partir de la dérivée semblent parfois appropriées et parfois non; les interprétations particulières varient selon les équations.

L'ensemble des résultats ne permet aucune interprétation simple de la participation à la main-d'oeuvre. Il suggère plutôt qu'il n'existe aucune interprétation uniforme pour tous les groupes. Au moins dans certains cas, l'observation des données selon des méthodes particulières - soit par le biais de variables désaisonnalisées ou de variables du mois du minimum, soit dans les versions complètes ou dans les versions finales des modèles, soit par le biais de modèles simples ou de modèles complets- suggère des impressions différentes. Ces conclusions valent aussi pour les autres modèles ajustés dans ce chapitre. Elles se rapprochent d'ailleurs des conclusions des chapitres précédents et caractérisent en fait les résultats obtenus à partir de cette étude empirique.

NOTES POUR LES TABLEAUX XCII A CXI

Symbole	Variable	Unités	
		XCII-XCVII	XCVIII-CXI
(E-U)/(E-E)	Logarithme du nombre de ceux qui sont en chômage et de ceux qui détenaient un emploi le mois précédent, divisé par le nombre de ceux qui ont un emploi et en détenaient un le mois précédent	log. de la proportion	-
(E-H)/(E-E)	Logarithme du nombre de ceux qui ne participent pas à la main-d'oeuvre et de ceux qui détenaient un emploi le mois précédent, divisé par le nombre de ceux qui ont un emploi et en détenaient un le mois précédent	log. de la proportion	-
(U-E)/(U-U)	Logarithme du nombre de ceux qui ont un emploi et qui étaient en chômage le mois précédent, divisé par le nombre de ceux qui sont en chômage et l'étaient le mois précédent	log. de la proportion	-
(U-N)/(U/U)	Logarithme du nombre de ceux qui ne participent pas à la main-d'oeuvre et de ceux qui étaient en chômage le mois précédent, divisé par le nombre de ceux qui sont en chômage et l'étaient le mois précédent	log. de la proportion	-
(N-E)/(N-N)	Logarithme du nombre de ceux qui ont un emploi et qui ne participaient pas à la main-d'oeuvre le mois précédent, divisé par le nombre de ceux qui ne participent pas à la main-d'oeuvre et n'y participaient pas le mois précédent	log. de la proportion	-

NOTES POUR LES TABLEAUX XCII A CXI (suite)

Symbole	Variable	Unités	
		XCII-XCVII	XCVIII-CXI
(N-U)/(N-N)	Logarithme du nombre de ceux qui ont un emploi et qui ne participaient pas à la main-d'oeuvre le mois précédent, divisé par le nombre de ceux qui ne participent pas à la main-d'oeuvre et n'y participaient pas le mois précédent	log. de la proportion	-
K	Constante	Unité	Unité
t	Temps	1/12 par mois	Ibid
t ²	Le carré de la variable de temps	0 en déc. 1961	
Z	Proportion de RDP de l'agrégat industriel par rapport à l'emploi total	Indice/Million de personnes	Indice/Million de personnes
V/E	Tous les postes vacants disponibles, divisé par l'emploi total au cours du mois précédent	Pourcentage	Proportion
VU/L	Tous les postes restés vacants, divisé par l'ensemble de la main-d'oeuvre	Pourcentage	Pourcentage
VU/V	Les postes restés vacants divisé par les postes vacants disponibles	Pourcentage	Proportion

NOTES POUR LES TABLEAUX XCII A CXI (suite)

Symbole	Variable	Unités	
		XCII-XCVII	XCVIII-CXI
U_0	Le chômage du groupe divisé par la main-d'oeuvre du groupe	-	Proportion
$1/U_0^2$	Le carré de la raison inverse de U_0	(10/Pourcentage) ²	(10/Pourcentage) ²
$1/U_p^2$	Le carré de la raison inverse du taux de chômage pour les hommes de 25 à 44 ans	(10/Pourcentage) ²	(10/Pourcentage) ²
DW	Taux de variation des gains hebdomadaires moyens dans l'agrégat industriel	Pourcentage par mois	Proportion par mois
DP	Taux de variation de l'indice des prix à la consommation	Pourcentage par mois	Proportion par mois
PL/E	Placements totaux divisé par l'emploi total	Pourcentage	Proportion
S/U	Rapport du nombre de ceux en chômage quatre mois ou plus au total en chômage	Pourcentage	Proportion
L/P_0	Main-d'oeuvre du groupe divisé par la population du groupe	Pourcentage	Proportion
$\Delta L/L_0$	Taux de variation de la main-d'oeuvre du groupe	-	Proportion par mois

NOTES POUR LES TABLEAUX XCII A CXI (suite)

Symbole

- a Multiplié par 100.
- b Divisé par 100.
- c Toutes les erreurs-type d'évaluation ont été multipliées par 100.
- M Observation mensuelle
- Q Observation trimestrielle - $X_t^Q = \frac{\sum_{i=1}^3 X_{t-i}^M}{3}$
- A Observation annuelle - $X_t^A = \frac{\sum_{i=1}^{12} X_{t-i}^M}{12}$
- x significativement différent de zéro au niveau .10
- y significativement différent de zéro au niveau .05
- z significativement différent de zéro au niveau .01

TABLEAU XCII

ESTIMATIONS DES MODELES DE MOUVEMENTS BRUTS -- TOTAL

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
K	17.467 ^x	10.647	15.523	37.115	-3.037	-30.307
t	0.150	0.970	0.425	1.215	0.044	0.522
t ²	0.048 ^y	0.005	-0.012	-0.029	-0.019	-0.114
z ₋₁ ^M	-0.460 ^y	-0.136	0.112	-0.445	0.110	-0.389
z ^Q	0.655 ^y	0.028	-0.029	0.517	-0.088	0.531
z ^A	-0.591	-1.723	0.046	-0.764	0.336	1.195
z ₋₁₂ ^A	-0.822 ^y	-0.929	-0.564	-1.506	-0.054	0.656
V/E ^M	-0.187	0.098	-0.048	-0.441	-0.202	1.086
V/E ^Q	-0.332	-2.803	-0.618	-0.851	-0.097	-1.511
V/E ^A	-1.020	5.468	-3.187 ^x	-2.770	-1.158	-9.644
V/E ₋₁₂ ^A	0.506	3.287	0.922	4.912	0.945	-2.591

TABLEAU XCII (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
VU/L ^M ₋₁	0.897	-1.134	0.772	4.677	-0.082	-5.912
VU/L ^Q	-0.415	8.464	1.804	1.655	0.847	-2.437
VU/L ^A	9.073	-17.219	12.599	-0.038	3.269	49.787
VU/L ^A ₋₁₂	-2.825	-11.175	-8.215	-28.106	-5.496	-6.743
VU/V ^M ₋₁	-0.013	0.024	-0.018	-0.021	0.000	0.079
VU/V ^Q	0.007	-0.221	-0.024	0.018	-0.010	-0.098
VU/V ^A	-0.094	0.516	-0.285 ^x	-0.125	0.114	-1.062
VU/V ^A ₋₁₂	0.039	0.408	0.078	0.420	0.083	-0.251
(1/U ₀ ²) ^M ₋₁	0.066 ^x	0.087	-0.018	-0.087	-0.019	0.227
(1/U ₀ ²) ^Q	0.147 ^x	-0.228	0.005	-0.302	-0.011	0.562
(1/U ₀ ²) ^A	-0.331	0.882	0.105	1.918	0.073	-1.531
(1/U ²) ^A ₋₁₂	0.244	0.355	0.762 ^y	1.104	0.184	-1.574

TABLEAU XCII (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
$(1/U_p^2)^M_{-1}$	0.007	-0.022	0.002	0.002	-0.003	0.009
$(1/U_p^2)^Q$	-0.028	0.054	0.004	0.085	0.006	-0.212
$(1/U_p^2)^A$	0.079	-0.115	-0.101	-0.475	-0.067	0.059
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	0.012	-0.120	-0.208 ^Y	-0.155	-0.017	-0.583
DW^M	0.003	-0.044	0.068 ^X	0.092	0.066 ^X	0.099
DW^Q	0.131	-0.307	-0.033	0.009	-0.112	0.110
DW^A	-0.546	1.052	0.036	2.358	0.773	-0.247
DW^A_{-12}	-0.411	-0.401	-0.094	-1.741	0.350	-0.978
DP^M_{-1}	-0.159 ^X	0.153	-0.140	-0.336	0.054	-0.868
DP^Q	-0.085	0.402	0.136	0.188	-0.209	-0.604
DP^A	0.252	-2.975	-0.612	-4.301	0.175	6.541

TABLEAU XCII (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
DP_{12}^A	0.582	-2.269	0.327	-0.438	0.757	4.640
PL/E_{-1}	-0.071	0.585	0.007	-0.113	0.399	0.656
S/U_{-1}	0.146	-0.006	-0.002	-0.007	-0.004	-0.004
L/P_{0-1}	-0.012	0.170	-0.033	-0.136	-0.076	0.597
\bar{R}^2	0.772	0.176	0.726	0.272	0.818	-0.006
D.W.	2.26	2.62	2.55	2.49	2.43	2.49

TABLEAU XCII (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
$(1/U^2)_{-12}^A$	0.018	0.050	1.272 ^Z	0.115	0.826	1.484
$(1/U_p^2)_{-1}^M$	0.013	2.095	0.009	0.048	0.014	0.071
$(1/U_p^2)^Q$	-0.033	-4.985	0.004	0.052	0.020	-0.324
$(1/U_p^2)^A$	0.104	2.421	-0.189 ^X	0.219	-0.345	-0.487
$(1/U_p^2)_{-12}^A$	0.064	27.638	-0.335 ^Z	0.119	-0.416	-0.731
DW ^M	-0.005	0.177	0.079 ^Y	0.195	0.038	-0.026
DW ^Q	0.074	0.392	-0.065	-0.148	-0.135	-0.126
DW ^A	-0.365	2.421	-0.113	0.069	1.003	0.527
DW ^A ₋₁₂	-0.388	4.676 ^Y	0.054	-1.979	0.461	-1.558
DP ^M ₋₁	-0.159	-0.551	-0.095	0.275	0.402 ^X	-0.730

TABLEAU XCIII

DERNIERS MODELES DES MOUVEMENTS BRUTS -- TOTAL

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
K	13.032 ^Z	-5.195 ^Z	-2.998 ^Y	-17.684 ^Y	0.94	-24.789
t	0.093	-	-0.012	-	-	-
t ²	0.046 ^Z	-	-0.018 ^X	-	-	-
z ^M ₋₁	-0.329 ^Y	-	-	-	-	-
z ^Q	0.423 ^Z	-	-	-	-	-
z ^A	-0.634 ^Z	0.075 ^Z	0.414 ^Y	-0.866 ^X	-	-
z ^A ₋₁₂	-0.544 ^Z	-	-	-	-	-
V/E ^M	-0.165 ^X	-	-	-	-0.117 ^Y	-
V/E ^Q	-0.472 ^Z	-	-	-	-	-
V/E ^A	-	-	-1.710 ^Y	6.376 ^X	-	-
V/E ^A ₋₁₂	-	-	-	3.684 ^Y	-	-

TABLEAU XCIII. (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
VU/L_{-1}^M	1.131 ^Y	-	0.719 ^Y	3.323 ^Z	-	-
VU/L^A	5.299 ^Z	-	5.958 ^Z	-34.177 ^Y	0.887 ^Z	-
VU/L_{-12}^A	-	-	-2.026 ^X	-13.449 ^Y	-	-
VU/V_{-1}^M	-0.021 ^X	-	-	-	-	-
VU/V^A	-	-	-0.137 ^Y	0.687 ^Y	-	-
VU/V_{-12}^A	-	-	-	0.397 ^X	-	-
$(1/U_o^2)^Q$	0.067 ^Z	-	-	-0.540 ^Z	-	-
$(1/U_o^2)^A$	-0.270 ^Y	-	-0.145 ^Y	2.081 ^Z	-	-
$(1/U_o^2)_{-12}^A$	0.137 ^Z	-	0.113 ^Y	-	-	-
$(1/U_p^2)^Q$	-	-	-	0.101 ^X	-	-

TABLEAU XCIII (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
$(1/U_p^2)^A$	0.073 ^Y	-	-	-0.408 ^Y	-0.012 ^X	-
DW ^M	-	-	0.066 ^Y	-	0.060 ^Y	-
DW ^Q	-	-	-	-	-0.120 ^Y	-
DW ^A	-0.312	-	-	2.075 ^Y	0.633 ^Z	-
DW ^A ₋₁₂	-0.343 ^X	-	-	-1.911	-	-
DP ^M ₋₁	-0.160 ^Y	-	-0.124 ^X	-	-	0.911 ^Y
DP ^A	-	-	-	-3.925 ^Z	0.019	-
DP ^A ₋₁₂	-	-	-	-	0.682 ^Z	-
L/P _{o-1}	-	-	-	-	-0.092 ^Z	0.356 ^Z
\bar{R}^2	0.802	0.261	0.751	0.377	0.837	0.153
D.W.	2.23	2.14	2.34	2.30	2.19	2.17

TABLEAU XCIV

DERNIERS MODELES DES MOUVEMENTS BRUTS -- HOMMES

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
K	13.143	-17.611	21.840 ^x	23.283	43.144	-0.387
t	-0.065	2.167	0.698 ^x	0.178	0.564	0.648
t ²	0.052 ^z	-0.240	-0.031	-0.019	0.013	-0.070
z ^M ₋₁	-0.406 ^y	-1.121	0.038	-0.080	0.087	-1.044
z ^Q	0.596 ^y	1.404	0.021	-0.333	-0.237	1.057
z ^A	-0.533	-0.875	-0.229	0.310	-1.042	-0.111
z ^A ₋₁₂	-0.590	-0.389	-0.693	0.801	-0.521	0.497
V/E ^M	-0.178	1.850 ^y	-0.067	-0.303	-0.235	0.747
V/E ^Q	-0.378	-0.701	-1.716 ^y	-3.269	-0.957	0.555
V/E ^A	-0.250	1.024	-2.445	-2.868	1.050	-4.533
V/E ^A ₋₁₂	-0.032	12.638	1.331	-9.737	0.498	-0.958

TABLEAU XCIV (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	U-E)/(U-U)	U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
VU/L_{-1}^M	1.591	-9.465	0.255	4.981	2.375	2.043
VU/L^Q	-0.377	12.476	6.862 ^Y	7.022	0.841	-13.199
VU/L^A	6.399	-30.631	9.157	18.327	-2.063	19.887
VU/L_{-12}^A	0.036	-44.670	-10.784 ^X	17.236	-1.435	-2.697
VU/V_{-1}^M	-0.026	0.154	0.006	0.036	0.106 ^Y	-0.128
VU/V^Q	0.011	0.329	-0.143	0.051	-0.010	0.149
VU/V^A	-0.034	0.085	-0.197	-0.274	0.108	-0.474
VU/V_{-12}^A	0.007	1.273 ^X	0.142	-0.865	0.007	-0.156
$(1/U_{-1}^2)^M$	-0.065 ^X	-0.123	-0.049	0.047	-0.134	-0.013
$(1/U^2)^Q$	0.189 ^Y	-0.117	-0.014	-0.214	0.052	0.840
$(1/U^2)^A$	-0.457	1.700	0.443	-1.101	1.337	1.048

TABLEAU XCIV (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
DP ^Q	0.020	-0.866	0.045	0.452	-0.276	-0.234
DP ^A	0.348	1.406	-0.526	-7.395 ^Y	-1.357	6.463
DP ^A ₋₁₂	0.615	-8.043 ^X	0.430	1.503	1.340	5.612
PL/E ₋₁	-0.179	1.465	0.009	-0.341	-0.988	-1.531
S/U ₋₁	0.006	0.008	0.001	-0.016	0.005	0.020
L/P ₀₋₁	-0.027	0.014	-0.025	0.021	-0.251 ^Y	0.087
$\overline{R^2}$	0.755	-0.019	0.725	0.412	0.128	0.010
D.W.	2.42	2.48	2.57	2.68	2.64	2.43

TABLEAU XCV

DERNIERS MODELES DES MOUVEMENTS BRUTS -- HOMMES

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
K	11.302 ^Z	12.492 ^Y	19.310 ^Y	11.664 ^Y	17.453 ^Z	-3.346 ^Z
t	0.152 ^X	0.732 ^Y	0.709 ^Z	-	-	-
t ²	0.027 ^Z	-0.050 ^X	-0.036 ^Z	-	-	-
z ^M ₋₁	-0.300 ^Y	-	-	-	-	-
z ^Q	0.304 ^Y	-	-	-	-	-
z ^A	-0.507 ^Z	-	0.005	-0.621 ^Y	-0.161 ^Y	-
z ^A ₋₁₂	-0.407 ^Z	-	-0.761 ^Z	1.459 ^Z	-	-
V/E ^M	-0.217 ^Y	0.757 ^Y	-	-	-	-
V/E ^Q	-0.507 ^Z	-	-1.357 ^Z	-3.455 ^Z	-	-
V/E ^A	-	-6.302 ^Z	-3.216 ^Z	1.061	-	-
V/E ^A ₋₁₂	-	-	1.474 ^X	-9.227 ^Z	-	-

TABLEAU XCV (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
VU/L_{-1}^M	1.309 ^y	-	-	9.149 ^z	-	-
VU/L^Q	-	-	5.310 ^z	-	-	-4.045 ^z
VU/L^A	3.132 ^z	16.088 ^z	10.536 ^y	2.815	-	-
VU/L_{-12}^A	-	-	-10.516 ^z	20.181 ^z	-	-
VU/V_{-1}^M	-0.026 ^y	-	-	-	-0.045 ^z	-
VU/V^Q	-	-	-0.111 ^y	-	-	-
VU/V^A	-	-0.570 ^z	-0.256 ^z	0.115	-	-
VU/V_{-12}^A	-	-	0.142 ^x	-0.870 ^z	-	-
$(1/U^2)_{-1}^M$	-0.045 ^y	-	-	-	-	-
$(1/U^2)^Q$	0.096 ^z	-	-	-	-	0.653 ^y
$(1/U^2)^A$	-	-	0.383	-	0.601 ^y	-

TABLEAU XCV (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
$(1/U^2)_{-12}^A$	-	-	0.937 ^Z	-	0.428 ^Y	-
$(1/U_p^2)_{-1}^M$	-	-	-	-	-	0.098 ^Y
$(1/U_p^2)^Q$	-	-	-	-	-	-0.292 ^Z
$(1/U_p^2)^A$	-0.005	-	-0.161 ^Y	-	-0.186 ^Y	-
$(1/U_p^2)_{-12}^A$	0.032 ^Z	-	-0.198 ^Y	-	-0.236 ^Z	-
DW ^M	-	-	0.095 ^Z	-	-	-
DW ^A	-	-	-	-1.104	-	0.944
DW ^A ₋₁₂	-	-	-	-2.039 ^Y	-	-1.692 ^Y
DP ^M ₋₁	-0.117 ^Y	-0.722 ^X	-0.145 ^X	-	-	-0.939 ^Y
DP ^Q	-	-	-	1.012 ^X	-	-
DP ^A	-	2.866 ^X	-	-6.732 ^Z	-0.513	2.583 ^X

TABLEAU XCV (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
DP ^A ₋₁₂	-	-	-	-	1.787 ^Z	-
P/E ₋₁	-	-	-	-	-0.621 ^Y	-
L/P ₀₋₁	-	-	-	-	-0.216 ^Z	-
\overline{R}^2	0.780	0.108	0.758	0.471	0.242	0.154
D.W.	2.32	2.21	2.52	2.49	2.48	2.17

TABLEAU XCVI

DERNIERS MODELES DES MOUVEMENTS -- FEMMES

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
K	11.145	-7.172	3.362	2.505 ^b	-28.536 ^z	-86.998
t	0.333	0.283	-1.506	4.630	-0.476 ^y	-1.169
t ²	0.041 ^x	-0.024	0.183 ^y	0.715	-0.030	-0.185
z ^M ₋₁	-0.681 ^z	-0.063	0.378	-2.339	0.210	0.590
z ^Q	0.808 ^y	-0.013	-1.050	1.432	-0.448 ^x	-1.345
z ^A	-0.863 ^x	-0.696 ^x	1.086	0.086	0.950 ^z	1.236
z ^Q ₋₁₂	-0.651	-0.101	-0.395	-24.896 ^x	0.570 ^x	4.177
V/E ^M	-0.149	0.118	-0.717	4.754	-0.082	0.846
V/E ^Q	-0.197	-2.019 ^y	5.068	6.670	0.687	-5.028
V/E ^A	1.603	4.347 ^y	-3.726	-28.886	0.970	5.592
V/E ^A ₋₁₂	1.141	1.713	-1.768	-37.809	0.715	-6.751

TABLEAU XCVI (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N N)	(N-U)/(N-N)
VU/L_{-1}^M	0.402	-1.420	1.987	-58.476	0.162	-5.131
VU/L^Q	0.178	8.357 ^Y	-16.095	-72.553	-2.385	12.725
VU/L^A	-3.590	-15.257 ^Y	23.456	2.115 ^b	-6.081	-13.759
VU/L_{-12}^A	-3.813	-5.616	13.400	-1.264 ^b	-3.793	18.968
VU/V_{-1}^M	-0.004	0.010	0.010	1.183	-0.003	0.115
VU/V^Q	-0.019	-0.172 ^Y	0.544 ^x	0.446	0.055	-0.514
VU/V^A	0.197	0.384 ^Y	-0.428	-1.872	0.112	0.392
VU/V_{-12}^A	0.110	0.264 ^Y	-0.488	2.975	0.082	-0.517
$(1/U_{-1}^2)^M$	1.191	0.812	4.986	0.825 ^b	-0.455	8.527
$(1/U^2)^Q$	-0.799	-2.750	0.739	0.881 ^b	1.170	-17.155
$(1/U^2)^A$	4.873	8.438	-33.762	-1.074 ^b	-0.472	-9.805

TABLEAU XCVI (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	11.245 ^x	-4.132	-12.722	2.218 ^b	-9.118 ^y	-16.920
$(1/U_p^2)^M_{-1}$	0.621	-0.612	-1.058	-0.145 ^b	-0.828	9.917
$(1/U_p^2)^Q$	-0.053	0.183	5.995	0.202 ^b	-0.158	-11.443
$(1/U_p^2)^A$	4.296	2.864	-6.892	0.132 ^b	-3.774	-17.394
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	0.433	3.394	0.141	0.865 ^b	8.790 ^y	-42.960
DW ^M	-0.008	0.034	0.107	0.032	0.028	-0.199
DW ^Q	0.037	-0.043	-0.059	6.187	-0.103	-0.738
DW ^A	0.071	0.775 ^x	1.353	-0.163 ^b	0.306	1.102
DW ^A ₋₁₂	-0.233	-0.037	-1.516	-0.164 ^b	-0.216	0.825
DP ^M ₋₁	-0.218 ^x	-0.025	-0.030	0.007 ^b	0.098	-0.426

TABLEAU XCVI (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
DP ^Q	-0.-07	-0.021	-0.857	-0.133 ^{by}	-0.370 ^y	-0.407
DP ^A	-1.082 ^x	-0.577	1.261	0.420 ^{bx}	0.948 ^y	3.176
DP ^A ₋₁₂	-0.555	-0.931	2.555	0.416 ^b	0.954 ^x	-1.049
PL/E ₋₁	0.166	0.465 ^x	-0.084	0.245 ^{by}	0.438 ^x	0.761
S/U ₋₁	-0.005	0.016 ^y	-0.018	0.402	0.006	0.015
L/P ₋₁	0.091 ^x	0.138 ^z	-0.025	0.685	-0.053	0.884 ^y
$\overline{R^2}$	0.570	0.480	0.125	0.067	0.863	0.071
D.W.	1.96	2.77	2.42	2.52	2.23	2.66

TABLEAU XCVII

DERNIERS MODELES DES MOUVEMENTS BRUTS -- FEMMES

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N(/)E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
K	-1.854	-7.693 ^Y	-0.391 ^Y	-7.335	-26.312 ^Z	-37.462 ^Z
t	0.133 ^Z	0.207 ^Y	-	-7.018 ^Y	-0.507 ^Z	-0.849 ^Y
t ²	-	-0.017 ^X	-	0.930 ^Z	-0.023 ^Z	-
z ₋₁ ^M	-0.503 ^Z	-	-	-	0.283 ^Y	-
z ^Q	0.502 ^Z	-	-	-	-0.554 ^Z	-
z ^A	-	-0.612 ^Z	-	2.230	0.776 ^Z	0.195
z ₋₁₂ ^A	-	-	-	-8.427 ^Y	0.690 ^Z	1.232 ^Z
V/E ^Q	-	-1.326 ^Z	-	-	-	-
V/E ^A	-0.145	3.346 ^Z	-	7.822	1.622 ^Y	-
V/E ^A ₋₁₂	0.292 ^Z	1.098 ^Y	-	13.323 ^Z	-	-
VU/L ^M	-	-	-	-0.665 ^{bz}	-	-

TABLEAU XCVII (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
VU/L ^Q	-	4.582 ^Y	-	-	-	-
VU/L ^A	-0.406	-10.571 ^Z	-	0.804 ^{by}	-7.543 ^Z	-
VU/L ^A ₋₁₂	-2.523 ^Z	-4.126 ^Z	-	-	-	-
VU/V ^M	-	-	-	1.189 ^Z	-	-
VU/V ^Q	-	-0.112 ^Y	-	-	-	-
VU/V ^A	-	0.279 ^Z	0.077 ^Z	-	0.167 ^Z	-
VU/V ^A ₋₁₂	-	0.182 ^Z	-0.089 ^Z	-	-	-
(1/U ²) ^M ₋₁	-	-	-	0.936 ^{bz}	-	-
(1/U ²) ^A	0.011	0.065 ^Y	-	-2.093 ^{bz}	-0.057 ^Y	-
(1/U ²) ^A ₋₁₂	0.074 ^Z	-	-	-	-0.140 ^Z	-
(1/U _p ²) ^A	-	-	-	-	-0.009	-0.111

TABLEAU XCVII (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	-	-	-	-	0.083 ^z	-0.146 ^z
DW ^Q	-	-	-	-	-0.122 ^y	-
DW ^A	-0.221	0.438 ^x	-	-	-	-
DW ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-
DP ^M ₋₁	-	-	-	-	0.133 ^x	-
DP ^Q	-	-	-	-0.106 ^{by}	-0.415 ^z	-
DP ^A	-	-0.898 ^z	-	0.407 ^{bz}	0.899 ^z	-
DP ^A ₋₁₂	-	-0.891 ^y	-	0.500 ^{bz}	-	-
P/E ₋₁	-	-	-	24.727 ^z	0.374 ^y	-
S/U ₋₁	-	0.010 ^y	-	-	-	-
L/P ₋₁	-0.082 ^y	0.140 ^z	-	-	-	0.305 ^y

TABLEAU XCVII (suite)

Variable	(E-U)/(E-E)	(E-N)/(E-E)	(U-E)/(U-U)	(U-N)/(U-U)	(N-E)/(N-N)	(N-U)/(N-N)
\bar{R}^2	0.592	0.503	0.145	0.177	0.872	0.184
D.W.	1.75	2.58	1.90	2.44	2.20	2.27

TABLEAU XCVIII

COMPARAISON DES MODELES SIMPLES POUR LE TAUX DE CHOMAGE

A DES MODELES PLUS COMPLEXES

ERREURS-TYPE D'EVALUATION

Groupe	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	Simple	Complexe	Proportion	Simple	Complexe	Proportion
H 14-19	1.167	1.038	1.123	1.165	1.135	1.026
H 20-24	0.678	0.573	1.185	0.728	0.679	1.072
H 25-34	0.376	0.343	1.096	0.442	0.415	1.066
H 35-44	0.337	0.266	1.270	0.373	0.347	1.076
H 45-54	0.348	0.322	1.081	0.368	0.368	1.001
H 55-64	0.416	0.370	1.123	0.429	0.425	1.010
H 65+						
H Total	0.315	0.267	1.179	0.348	0.323	1.075
F 14-19	1.025	0.986	1.039	1.032	0.985	1.048
F 20-24	0.480	0.456	1.052	0.479	0.475	1.009
F 25-34	0.394	0.394	1.000	0.395	0.422	0.937
F 35-44	0.358	0.306	1.168	0.362	0.331	1.093
F 45-54	0.437	0.382	1.146	0.435	0.360	1.209
F 55-64	0.672	0.651	1.031	0.681	0.670	1.017
F 65+	1.655	1.691	0.979	1.702	1.726	0.986
F Total	0.217	0.208	1.042	0.248	0.244	1.019
Total	0.247	0.212	1.167	0.295	0.276	1.071

TABLEAU IC

MODELES DU CHOMAGE -- DONNEES DESAISONNALISEES -- HOMMES ET TOTAL

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Hommes	Total
K	0.49	0.33	0.25	0.11	0.14	0.38 ^x	0.10	0.07	0.06
t	0.01 ^a	0.01	0.89 ^{ay}	0.16 ^a	0.22 ^a	1.41 ^{az}	0.08 ^a	0.28 ^a	0.19 ^a
t ²	-0.05 ^a	-0.06 ^y	-0.07 ^z	-0.06 ^{az}	-0.02	-0.07 ^{az}	-0.04 ^a	-0.03 ^{az}	-0.03 ^{ay}
z ^M ₋₁	-6.00	-7.38	-2.06	-9.62 ^z	-4.13	0.86	-7.69	-6.53 ^x	-6.66 ^y
z ^Q	-18.07	17.26 ^x	3.27	8.07 ^x	5.76	3.01	-15.19	8.14 ^x	8.00 ^y
z ^A	-25.35 ^x	-24.80 ^z	-10.87 ^y	-12.76 ^z	-1.30	-7.31	23.10 ^y	-6.88 ^x	-5.74 ^y
z ^A ₁₂	1.79	-9.76	-10.94	11.39 ^x	-3.42	-15.19 ^y	0.34	-2.66	-1.60
V/E ^M	-1.94	-1.14 ^x	-1.21 ^z	-0.82 ^y	0.01	-1.06 ^y	0.40	-0.65 ^x	-0.60 ^y
V/E ^Q	-8.56 ^y	-8.38 ^z	-4.62 ^z	-6.50 ^z	-2.84 ^x	-2.83	-1.10	-4.01 ^z	-3.11 ^z
V/E ^A	8.79	11.97 ^y	5.50 ^y	14.30 ^z	0.78	0.55	-2.20	6.13 ^z	5.15 ^z
V/E ^A ₁₂	0.71	6.09 ^y	4.81 ^y	-0.35	1.39	5.45 ^y	-2.76	1.48	0.61
VU/L ^M ₁	0.03	-0.02	0.03	-0.01	0.01	0.03	-0.09 ^x	-0.01	-0.01
VU/L ^Q	0.25	0.27 ^y	0.12 ^x	0.25 ^z	0.06	0.06	0.13	0.13 ^y	0.11 ^y
VU/L ^A	-0.27	-0.49 ^y	-0.25 ^x	-0.56 ^z	-0.06	-0.10	-0.05	-0.25 ^z	-0.20 ^z
VU/L ^A ₁₂	-0.15	-0.28 ^y	-0.24 ^z	-0.06	-0.08	-0.27 ^z	0.11	-0.07	-0.03
VU/V ^M ₋₁	-0.21	0.07	-0.10	0.03	-0.10	0.10	0.23 ^y	-0.03	-0.03
VU/V ^Q	-0.78 ^x	0.612 ^z	-0.248	-0.61 ^z	0.16	-0.20	-0.27	-0.30 ^y	-0.26 ^z
VU/V ^A	0.61	0.92	0.51	1.29 ^z	-0.03	0.06	0.04	0.54 ^z	0.47 ^z
VU/V ^A ₁₂	0.10	0.61 ^y	0.58 ^z	0.14	0.18	0.45 ^y	-0.16	0.27 ^x	0.17
(1/u _p ²) ^M ₋₁	0.00	-0.08	0.01	0.04	-0.03	0.03	0.06	-0.01	0.00
(1/u _p ²) ^Q	-0.10	-0.07	-0.20 ^x	-0.11	-0.01	-0.07	0.00	0.01	-0.03
(1/u _p ²) ^A	-0.21	0.51 ^x	0.91 ^y	-0.18	-0.04	0.22 ^y	-0.10	0.15	0.16
(1/u _p ²) ^A ₁₂	-0.05	0.53 ^x	0.56 ^x	-0.41 ^y	0.13	0.22 ^x	0.05	0.35 ^x	0.22 ^x

TABLEAU IC (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Hommes	Total
U_{0-1}^M	0.09	0.37	0.58 ^z	0.36 ^z	0.50 ^z	0.43 ^z	0.12	0.66 ^z	0.67 ^z
$(1/U_0^2)^Q$	3.64 ^y	-0.44	0.17 ^x	0.14 ^y	0.05	0.16 ^x	0.04	0.12	0.11
$(1/U_0)^A$	-0.65	-0.17	-0.49	0.36 ^y	0.37 ^y	0.32	0.17	-0.06	-0.17
$(1/U_0)^A_{-12}$	5.77	-0.65	-0.23	0.56 ^z	-0.01	0.64 ^x	0.00	-0.51	-0.30
DW^M	-0.04	-0.01	0.09	0.00	0.06	0.08	-0.03	0.00	0.04
DW^Q	0.22	-0.13	-0.09	0.31 ^x	0.29	0.41	0.66 ^x	-0.20	0.20
DW^A	-2.02	2.28	-0.24	-0.20	-0.45	0.34	-1.49	-0.50	-0.63
DW^A_{-12}	4.92 ^x	3.42 ^y	0.51	1.11	0.57	2.33 ^y	-1.63	0.75	0.41
DP^M_{-1}	-0.37	-0.41	-0.34	-0.12	-0.300	-0.10	-0.98 ^y	-0.27	-0.21
DP^Q	-0.88	-0.14	0.71 ^x	0.01	0.57	0.80 ^x	0.62	0.44	0.27
DP^A	6.22	1.27	-0.68	-0.82	0.48	-3.30 ^y	3.86 ^x	-0.20	-0.02
DP^A_{-12}	-0.04	-1.03	0.06	-1.08	-1.40	-4.91 ^z	0.56	-0.66	-0.33
P/E_{-1}	-2.33	-0.98	0.28	1.97 ^z	-0.34	0.63	5.58 ^z	0.73	0.38
S/U_{-1}	-0.06	-0.04	-0.02	-0.02 ^x	0.00	-0.05 ^z	-0.04	-0.02	-0.01
$\Delta L/L_0$	0.09 ^z	0.10 ^x	0.13	0.07	0.08	0.08	0.06 ^y	0.28 ^z	0.15 ^z
\bar{R}^2	0.86	0.95	0.96	0.96	0.95	0.93	0.51	0.97	0.97
D.W.	2.06	2.25	2.27	2.31	2.11	2.31	2.08	2.35	2.13

TABLEAU C
 MODELES DU CHOMAGE -- DONNEES DESAISONALISEES -- FEMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Femmes: Total
K	0.33	0.14	-0.03	0.06	-0.05	0.69	-0.07	0.16
t	-0.04	-0.05 ^a	-0.27 ^a	0.56 ^a	0.30 ^a	1.31 ^{ax}	-0.76 ^a	0.25 ^a
t ²	0.13 ^y	-0.02 ^a	0.02 ^a	-0.02	0.02 ^a	0.04 ^a	0.11 ^a	0.02 ^{ax}
z ₋₁ ^M	-29.72 ^y	-6.89	-1.79	-6.63	2.30	-0.50	1.89	-6.89 ^y
z ^Q	27.73	3.85	2.47	3.91	-8.54	4.00	-4.00	6.05 ^x
z ^A	-16.37	3.02	-4.99	10.14 ^y	-2.42	-10.38	17.24	-6.29 ^y
z ₋₁₂ ^A	17.05	1.70	10.73	-11.36 ^x	5.31	-18.06	16.90	2.49
V/E ^M	-0.05	-0.07	1.08 ^y	0.37	-0.28	-1.21	2.53	0.14
V/E ^Q	-4.18	-1.82	-3.34 ^y	2.75 ^y	-0.16	-3.54	-3.02	-2.02 ^y
V/E ^A	5.10	6.38	3.63	-2.69	6.22	-6.51	-5.58	1.94
V/E ₋₁₂ ^A	-8.00	2.08	-2.59	3.50 ^y	-0.05	3.00	-8.28	-1.73
VU/L ₋₁ ^M	-0.15 ^x	0.02	-0.01	0.00	0.00	0.03	-0.15	-0.04 ^x
VU/L ^Q	0.16	-0.02	0.10	-0.08	0.03	0.15	0.22	0.06
VU/L ^A	0.00	-0.18	-0.14	0.02	-0.26 ^y	0.24	0.24	-0.01
VU/L ₋₁₂ ^A	0.45 ^y	-0.12	0.11	-0.17 ^y	0.06	-0.07	0.46	0.08 ^x
VU/V ₋₁ ^M	0.02	0.03	0.01	-0.08	0.03	-0.17	0.05	0.00
VU/V ^Q	-0.33	0.00	-0.29 ^x	0.34 ^y	-0.03	-0.41	-0.33	-0.13
VU/V ^A	0.22	0.38	0.31	-0.46 ^y	0.44	-0.45	-0.43	-0.08
VU/V ₋₁₂ ^A	-0.97 ^x	0.33	-0.17	0.30 ^x	-0.09	0.07	-0.94	-0.19
(1/U _p ²) ₋₁ ^M	-0.01	-0.02	-0.01	0.03	-0.10 ^z	-0.02	0.04	0.00
(1/U _p ²)	-0.04	0.01	-0.02	-0.04	0.12 ^y	-0.02	0.02	0.02
(1/U _p ²) ^A	0.03	-0.03	0.01	0.11	0.03	0.01	-0.45	0.02
(1/U _p ²) ₋₁₂ ^A	-0.84 ^y	0.17	-0.15	0.26 ^y	-0.19 ^x	-0.07	-0.89 ^y	-0.17 ^y
U _{o-1} ^M	0.02	0.17 ^x	-0.12	0.00	-0.06	0.12	0.05	0.14

TABLEAU C (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Femmes: Total
$(1/U_0^2)^Q$	-0.10	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.03	0.00
$(1/U_0^2)^A$	-1.53 ^Y	-0.02	0.01	0.05 ^Z	0.00	0.02 ^X	-0.15	-0.08 ^X
$(1/U_P^2)^A_{-12}$	0.02	-0.02	-0.02	0.03 ^Z	0.09 ^X	0.00	-0.22	0.03
DW ^M	-0.10	0.07	-0.04	0.09	-0.01	0.17	-0.71	-0.01
DW ^Q	-0.34	0.08	0.15	0.50 ^Y	-0.02	-0.06	-0.74	-0.09
DW ^A	2.38	-0.64	-2.03	0.65	0.33	0.49	-6.72	0.52
DW ^A ₋₁₂	0.99	-1.49	1.31	1.77 ^Y	-0.74	0.74	-1.51	0.78
DP ^M ₋₁	0.15	-0.38	-0.11	0.00	0.53	-0.67	-0.16	-0.04
DP ^Q	-0.73	0.19	-0.17	0.10	0.43	0.77	1.16	0.10
DP ^A	-0.77	-0.63	1.01	0.18	-1.50	-0.55	-5.88	-0.56
DP ^A ₋₁₂	-3.43	1.47	-0.80	-1.20	0.17	1.58	-2.65	-0.57
P/E ₋₁	0.91	-0.13	0.47	-0.61	0.48	-2.28	-1.48	0.15
S/U ₋₁	-0.02	-0.01	-0.02	0.02 ^X	-0.02	-0.01	0.01	-0.01
$\Delta L/L_0$	0.15 ^Z	0.08 ^Z	0.01	0.00	0.02	0.02	0.06 ^Y	0.02
\bar{R}^2	0.76	0.75	0.52	0.65	0.59	0.40	0.03	0.90
D.W.	2.12	2.04	2.05	2.00	1.93	2.00	2.07	2.09

TABLEAU CI

DERNIERS MODELES DU CHOMAGE -- DONNEES DESAISONNALISEES -- HOMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total Hommes	Tous
K	0.67 ^z	0.08	0.19 ^y	-0.11	0.06 ^z	0.12 ^y	-0.06	0.10 ^y	0.03
t	1.08 ^z	0.41 ^y	0.66 ^{az}	0.23 ^a	-	1.05 ^{az}	-0.24 ^a	0.31 ^z	0.08 ^a
t ²	-	-0.05 ^y	-0.06 ^{az}	-0.06 ^{az}	-	-0.07 ^{az}	0.04 ^{az}	-0.03 ^z	-0.02 ^{az}
z ^M ₋₁	-	-	-	9.61 ^z	-	-	-	-6.33 ^y	-4.84 ^y
z ^Q	11.48 ^y	9.16 ^y	-	8.17 ^y	-	-	-24.49 ^z	7.62 ^y	5.87 ^y
z ^A	-26.97 ^z	-20.42 ^z	5.74 ^y	-14.85 ^z	-	-6.16 ^z	30.68 ^z	-8.64 ^z	-5.20 ^y
z ^A ₋₁₂	-	-	10.48 ^y	11.52 ^y	-	-	-	-	-
(V/E) ^M	-1.81 ^x	-	-1.20 ^z	-0.72 ^z	-	-0.86 ^y	-	-0.69 ^z	-0.55 ^z
(V/E) ^Q	-7.32 ^z	-1.56 ^z	-2.07 ^z	-5.91 ^z	-0.77 ^z	-1.08 ^x	-	-3.45 ^z	-2.34 ^z
(V/E) ^A	3.36 ^x	-8.00 ^z	2.98 ^x	14.34 ^z	-	2.14 ^x	-3.10 ^z	5.61 ^z	4.91 ^z
(V/E) ^A ₋₁₂	-	13.02 ^z	3.90 ^z	-	-	4.75 ^z	-	-	-
(VU/L) ^M ₋₁	-	-	0.06 ^z	-	-	0.05 ^y	-6.88 ^{ax}	-	-
(VU/L) ^Q	0.17 ^y	0.24 ^z	-	0.22 ^z	-	-	8.23 ^{ax}	0.12 ^z	0.08 ^z
(VU/L) ^A	0.00	-0.47 ^z	-0.14 ^y	-0.56 ^z	0.98 ^a	-0.16 ^z	-	-0.20 ^z	-0.19 ^z
(VU/L) ^A ₋₁₂	-0.09 ^y	-0.24 ^z	-0.19 ^z	-0.07 ^z	-0.83 ^{az}	-0.27 ^z	-	-0.03 ^z	-
(VU/V) ^M ₋₁	-0.21 ^x	-	0.14 ^z	-	-0.10 ^z	-0.13 ^z	0.21 ^y	-	-0.06 ^z
(VU/V) ^Q	-0.58 ^z	-0.66 ^z	-	-0.51 ^z	-	-	-0.18 ^x	0.32 ^z	-0.17 ^z
(VU/V) ^A	-	0.98 ^z	0.28 ^y	1.27 ^z	-	0.05	-	0.48 ^z	0.45 ^z
(VU/V) ^A ₋₁₂	-	0.52 ^z	0.48 ^z	0.13 ^z	-	0.28 ^z	-	0.11 ^z	0.11 ^z
(1/U _p ²) ^M ₋₁	-	-0.11 ^y	-	-	-0.04 ^y	-	-	-	-
(1/U _p ²) ^Q	-0.15 ^y	-	-0.20 ^y	-	-	-	-	-	-
(1/U _p ²) ^A	-	0.31 ^z	0.74 ^z	-0.30 ^z	-	-	-0.10	0.07 ^y	0.14 ^x
(1/U _p ²) ^A ₋₁₂	-	0.25 ^y	0.25 ^z	-0.59 ^z	-	-	0.11 ^z	0.08 ^y	0.21 ^z
U ₀₋₁	-	0.44 ^z	0.64 ^z	0.63 ^z	0.68 ^z	0.49 ^z	-	0.69 ^z	0.70 ^z
(1/U ₀ ²) ^Q	3.34 ^y	0.34 ^y	0.19 ^z	0.05 ^y	-0.08 ^z	-	-	0.10 ^x	-
(1/U ₀ ²) ^A	-4.81 ^x	-	-0.39 ^z	0.57 ^z	-	0.97 ^z	-	-	-0.08

TABLEAU CI (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total Hommes	Tous
$(1/U_o^{2,A})_{-12}$	3.64 ^y	-	-	0.73 ^z	-	1.14 ^z	-	-	-0.40 ^z
DW ^A	-1.91	1.21	-	0.23	-0.78 ^x	0.27	-	-0.24	-0.69 ^y
DW ^A ₋₁₂	5.27 ^y	3.15 ^z	-	1.50 ^z	-	2.31 ^z	-	1.32 ^y	-
DP ^Q	-	-	-	-	-	0.82 ^y	-	-	-
DP ^A	6.00 ^z	-	-	-	1.51 ^z	-4.46 ^z	2.97 ^y	-	-
DP ^A ₋₁₂	-	-	-	-	-	-4.36 ^z	-	-	-
P/E ₋₁	-	-	-	1.75 ^z	-	-	5.97 ^z	-	-
S/U ₋₁	-0.07 ^x	-	-	-	-	-0.03 ^y	-	-	-
$\Delta L/L$	0.08 ^z	0.13 ^y	-	-	-	-	0.06 ^y	0.28 ^z	0.15 ^z
\bar{R}^2	0.87	0.95	0.96	0.96	0.94	0.93	0.53	0.97	0.97
D.W.	1.86	2.30	2.21	2.33	2.20	2.28	1.87	2.19	2.07

TABLEAU CII

DERNIERS MODELES DU CHOMAGE -- DONNEES DESAISONNALISEES -- FEMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
K	0.39	0.08	-0.29 ^z	-0.12 ^z	-0.14 ^z	0.27 ^z	-0.25 ^z	0.18 ^z
t	-0.05 ^a	0.26 ^{az}	-0.64 ^z	-	-	0.50 ^{az}	-	0.30 ^{az}
t ²	0.15 ^{az}	-	-	-	-	0.03 ^{az}	-	0.02 ^{az}
z ^M ₋₁	-35.30 ^z	-4.24 ^z	-	-5.54 ^z	-	-	-	-6.49 ^z
z ^Q	30.49 ^y	-	-	-	-4.01 ^x	-	-	6.56 ^y
z ^A	-15.70 ^z	-	13.39 ^z	12.71 ^z	5.76 ^z	-8.96 ^y	-	-6.46 ^z
z ^A ₋₁₂	19.17 ^x	-	-	-	-	-	-	-
V/E ^M	-	-	1.21 ^z	-	-	-	-	-
V/E ^Q	-	-1.78 ^z	-1.24 ^z	2.43 ^z	-	-3.01 ^x	-	-2.25 ^z
V/E ^A	0.65	3.18 ^z	5.36 ^z	-	5.52 ^z	0.15	-	1.94 ^y
V/E ^A ₋₁₂	-10.05 ^z	-	-0.86 ^z	-	-	0.89 ^y	-	-1.30 ^x

TABLEAU CII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
VU/L_{-1}^M	-0.13 ^z	-	-	-	-	-	-	-0.03 ^z
VU/L^Q	-	-	-	-0.09 ^z	-	0.13 ^y	-	0.07 ^y
VU/L	0.21	-7.54 ^{az}	-0.20 ^z	-0.03 ^y	-0.21 ^z	-	5.17 ^{ay}	-0.02
VU/L_{-12}^A	0.53 ^z	-	-	-0.03 ^z	0.01 ^y	-	5.87 ^{az}	0.07 ^y
VU/V_{-1}^M	-	-	-	-	-	-0.16 ^y	-	-
VU/V^Q	-	-	-0.08 ^z	0.07 ^y	-	-0.26 ^x	-	-0.16 ^z
VU/V^A	-0.19	0.12 ^y	0.50 ^z	0.32 ^z	0.42 ^z	-	0.12 ^z	0.09
VU/V_{-12}^A	-1.16 ^z	-	-	-	-	-	-	-0.13 ^x
$(1/u_p^2)_{-1}^M$	-	-	-	-	-0.09 ^z	-	-	-
$(1/u_p^2)^Q$	-	-	-	-	0.08 ^z	-	-	-
$(1/u_p^2)^A$	-0.10	-	-	-0.01	-	0.00	0.11	0.04
$(1/u_p^2)_{-12}^A$	-1.00 ^z	-	-	0.09 ^z	-	-0.19 ^z	-0.38 ^z	-0.13 ^z

TABLEAU CII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
U_{0-1}^M	-	0.17 ^y	-	-	-	0.18 ^y	-	0.17 ^y
$(1/U_0^2)^A$	-1.41 ^z	-	-	0.05 ^z	0.02 ^a	1.36 ^{ay}	-	-0.08 ^z
$(1/U_0^2)^A_{-12}$	-	-	-	0.02 ^z	0.62 ^{az}	-	-	-
DW ^Q	-	-	-	0.44 ^y	-	-	-	-
DW ^A	-	-	-2.09 ^z	-0.61	-	-	-	0.31
DW ^A ₋₁₂	-	-	-	1.30 ^y	-	-	-	0.82 ^x
DP ^M ₋₁	-	-	-	-	0.67 ^z	-	-	-
DP ^A	-	-	-	-	-1.69 ^z	-	-	-
P/E ₋₁	-	-	-	-	-	-2.60 ^y	-	-
S/U ₋₁	-	-	-	0.03 ^z	-	-	-	-
$\Delta L/L$	0.15 ^z	0.08 ^z	-	-	-	-	0.06 ^z	-

TABLEAU CII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
\bar{R}^2	0.78	0.76	0.54	0.67	0.57	0.44	0.12	0.91
D.W.	2.08	1.99	1.96	1.92	1.86	2.00	2.05	2.10

TABLEAU CIII

COMPARAISON DES MODELES SIMPLES DE LA POPULATION ACTIVE

A DES MODELES PLUS COMPLEXES

ERREURS-TYPE D'EVALUATION^c

Groupe	Désaisonnalisé			Mois du minimum		
	Simple	Complexe	Proportion	Simple	Complexe	Proportion
H 14-19	0.975	0.945	1.032	0.842	0.820	1.028
H 20-24	0.648	0.617	1.051	0.619	0.583	1.062
H 25-34	0.187	0.189	0.998	0.187	0.187	1.000
H 35-44	0.163	0.165	0.989	0.162	0.164	0.987
H 45-54	0.220	0.191	1.154	0.219	0.206	1.064
H 55-64	0.421	0.414	1.043	0.409	0.392	1.043
H 65 ans et plus	0.513	0.443	1.158	0.485	0.455	1.067
H Total	0.226	0.212	1.067	0.209	0.193	1.078
F 14-19	0.760	0.665	1.143	0.687	0.631	1.089
F 20-24	0.641	0.610	1.051	0.634	0.598	1.076
F 25-34	0.405	0.368	1.099	0.394	0.373	1.056
F 35-44	0.487	0.458	1.063	0.475	0.459	1.033
F 45-54	0.504	0.449	1.121	0.497	0.462	1.075
F 55-64	0.472	0.469	1.007	0.460	0.456	1.009
F 65 ans et plus	0.279	0.260	1.075	0.264	0.238	1.109
F Total	0.267	0.242	1.104	0.252	0.231	1.093
Total	0.203	0.188	1.085	0.191	0.180	1.063

TABLEAU CIV

MODELES DE PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE -- DONNEES DESAISONNALISEE -- HOMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total Hommes	Total
K	0.18	0.94	0.56 ^z	0.77 ^z	0.59 ^z	0.53 ^y	1.29 ^z	0.64 ^z	0.46 ^z
t	-0.01	0.20 ^a	-0.19 ^a	0.01 ^a	-0.66 ^z	-0.03 ^a	0.90 ^{ay}	-0.28 ^a	0.45 ^{ay}
t ²	0.05 ^a	0.02 ^a	0.00 ^a	0.01 ^a	-0.01	-0.03 ^a	0.08 ^{az}	0.01 ^a	-0.01 ^a
z ₋₁ ^M	-1.03	-7.52	0.58	-1.33	5.00 ^y	0.69	-0.75	0.08	0.47
z ^Q	5.33	5.11	-0.61	1.58	-5.06 ^x	-1.26	1.07	-0.54	1.10
z ^A	11.86	-1.45	4.07	3.30	5.35 ^y	5.03	-1.62	3.40	-2.00
z ₋₁₂ ^A	-3.21	-4.67	0.23	-3.25	8.65 ^y	4.47	-32.46 ^z	0.26	-5.56
V/E ₋₁ ^M	3.25	-0.25	1.74 ^y	0.74	0.85	-1.11	2.26	0.89	0.24
V/E ^Q	-0.95	0.26	-1.79 ^x	-0.71	-4.24 ^z	2.33	-1.09	-0.67	-0.14
V/E ^A	-3.66	-5.15	0.42	-1.81	4.77 ^z	-3.87	-20.38 ^z	-3.41	-2.40
V/E ₋₁₂ ^A	3.09	-3.33	-0.11	-0.26	0.22	-0.34	2.34	-1.20	1.52

TABLEAU CIV (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total Hommes	Total
VU/L_{-1}^M	0.06	0.02	-0.05	-0.02	-0.06 ^x	0.06	-0.06	0.00	0.03
VU/L^Q	-0.22	-0.02	0.07	0.01	0.17 ^z	-0.09	-0.04	-0.02	-0.04
VU/L^A	-0.15	0.19	-0.02	0.07	-0.18 ^z	0.12	0.78 ^z	0.13 ^x	0.06
VU/L_{-12}^A	-0.12	0.19	-0.04	0.03	-0.03	-0.03	0.24 ^y	0.03	-0.07
VU/V_{-1}^M	0.18	-0.24	0.13 ^x	0.06	0.11	-0.09	0.16	-0.02	-0.09
VU/V^Q	0.31	0.10	-0.24	-0.06	-0.43 ^z	0.12	-0.15	-0.01	0.06
VU/V^A	-0.34	-0.36	0.09	-0.15	0.46 ^z	0.26	-1.50 ^z	-0.25	-0.12
VU/V_{-12}^A	0.17	-0.37	-0.06	-0.10	-0.06	-0.14	-0.52 ^x	-0.21 ^x	0.07
$(1/U_p^2)^M_{-1}$	-0.03	0.17	-0.01	0.01	0.01	0.02	-0.03	-0.01	0.00
$(1/U_p^2)^Q$	-0.15	0.06	-0.02	-0.04	-0.06 ^y	-0.04	-0.01	0.00	-0.03
$(1/U_p^2)^A$	-0.07	-0.16	0.12	0.05	0.04	-0.21 ^y	0.06	-0.19	0.07

TABLEAU CIV (suite)

Variable	14-19-	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total Hommes	Total
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	0.10	-0.45	0.28	0.01	0.02	-0.17	-0.35 ^y	-0.36 ^y	-0.05
$(1/U^2)^M_{-1}$	1.30 ^x	-0.05	0.00	-0.01	0.02	0.02	-0.04	0.02	0.03
$(1/U^2)^Q$	1.55	-0.36	0.01	0.03	0.00	-0.06	0.08	-0.03	0.06
$(1/U^2)^A$	0.36	0.35	-0.14	-0.07	-0.22	0.58	-0.20	0.42	0.09
$(1/U^2)^A_{-12}$	1.41	0.39	-0.23	-0.03	0.01	0.75 ^x	-0.03	0.81 ^y	0.34
DW^M_{-1}	0.06	0.09	0.01	0.07	-0.01	0.05	-0.19	0.02	-0.07
DW^Q	-0.30	0.25	-0.06	-0.06	-0.08	0.32	0.19	-0.08	-0.14
DW^A	2.04	-2.47	-0.69	-0.09	0.24	0.19	4.63 ^z	0.36	1.47 ^y
DW^A_{-12}	0.03	0.94	0.22	-0.14	0.61	-0.95	1.78	0.13	1.00 ^y
DP^M_{-1}	0.28	-0.21	-0.22	-0.10	0.23	-0.12	0.59 ^x	0.05	-0.04
DP^Q	2.12 ^x	1.16	0.13	0.18	0.15	-0.29	0.66	0.57 ^y	0.55 ^y

TABLEAU CIV (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total Hommes	Total
DP ^A	-5.61	-3.83	0.44	0.17	-0.15	-0.83	-1.60	-1.48 ^x	-1.65 ^y
DP ^A ₋₁₂	-2.42	0.91	0.45	0.54	-0.66	2.00	-2.20	-0.46	-1.26
P/E ₋₁	-3.10	-3.77 ^y	-0.45	0.49	0.27	-0.05	0.36	0.81	-0.19
S/U ₋₁	-0.09 ^y	-0.07 ^y	0.00	-0.01	-0.00	0.00	-0.02	-0.02 ^x	-0.02 ^z
L/P _{o-1}	0.21 ^y	0.43 ^z	0.37 ^z	0.27 ^z	0.13	0.34 ^z	0.15 ^x	0.31 ^z	0.43 ^z
\bar{R}^2	0.93	0.96	0.89	0.56	0.80	0.76	0.98	0.99	0.95
D.W.	2.02	2.05	1.88	2.01	2.06	2.08	2.16	2.09	2.13

TABLEAU CV

MODELES DE PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE -- DONNEES DESAISONNALISEES -- FEMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-65	65+	Total: Femmes
K	1.68 ^z	1.04 ^z	0.47 ^y	-0.01	-0.37	0.29	0.38 ^z	0.42 ^z
t	2.62 ^z	2.20 ^{az}	1.57 ^{az}	0.89 ^{ax}	-0.40 ^a	0.93 ^{ax}	0.88 ^{az}	1.28 ^{az}
t ²	0.00 ^a	0.03 ^a	-0.01 ^a	-0.08 ^{az}	-0.10 ^{az}	-0.03 ^a	-0.02 ^{ax}	-0.04 ^{az}
z ^M ₋₁	-18.33 ^y	-9.92	2.54	0.22	5.53	5.22	1.64	-1.36
z ^Q	24.02 ^y	18.25	-9.96 ^x	6.31	-8.47	-3.87	6.12	
z ^A	-17.57 ^y	-24.79 ^z	0.48	-8.86	8.89	-2.27	-7.81 ^y	-6.87 ^y
z ^A ₋₁₂	-46.63 ^z	-21.46	-15.16 ^x	-2.14	13.78	-8.80	-13.82 ^z	-13.18 ^z
V/E ^M ₋₁	1.92	-2.40	1.78	-2.11	-1.05	-1.60	-0.82	-0.46
V/E ^Q	-3.77	-2.29	-2.03	0.74	-1.19	-2.37	-0.64	-0.92
V/E ^A	-15.20 ^z	-2.28	-0.99	3.87	4.66	-0.43	-3.39	-0.96

TABLEAU CV (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
V/E_{-12}^A	1.19	-0.50	5.09 ^Z	8.52 ^Z	4.63 ^Y	0.64	2.24 ^Y	3.97 ^Z
VU/L_{-1}^M	0.08	0.08	-0.09	0.12	0.04	0.01	0.02	0.04
VU/L^Q	0.05	0.09	0.10	-0.08	-0.09	0.13	0.03	0.00
VU/L^A	0.41 ^X	-0.01	-0.09	-0.26 ^X	-0.16	-0.02	0.08	-0.05
VU/L_{-12}^A	-0.03	0.09	-0.17 ^Y	-0.39 ^Z	-0.22 ^Y	-0.01	-0.05	-0.14 ^Z
VU/V_{-1}^M	-0.22	-0.21	0.12	-0.23	-0.04	-0.11	-0.05	-0.11
VU/V^Q	-0.17	0.03	-0.14	0.16	0.10	-0.18	-0.10	0.02
VU/V^A	-0.94 ^X	-0.35	0.28	0.52	0.57	0.11	-0.06	0.09
VU/V^A	0.15	-0.22	0.36 ^X	0.81 ^Z	0.45 ^X	0.02	0.02	0.33 ^Y
$(1/u_p^2)_{-1}^M$	0.01	0.05	0.00	0.09 ^Y	0.00	-0.03	-0.04	0.01

TABLEAU CV (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
$(1/U_p^2)^Q$	0.10	0.06	0.00	-0.16 ^z	-0.02	-0.01	-0.01	-0.02
$(1/U_p^2)^A$	0.18	0.24	0.33 ^z	0.48 ^z	0.22 ^z	0.13	0.13 ^x	0.29 ^z
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	0.45 ^y	0.09	0.15	0.40 ^y	0.23 ^x	0.05	0.09	0.25 ^z
$(1/U_o^2)^M_{-1}$	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01
$(1/U_o^2)^Q$	0.21	-0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01 ^y	0.05 ^x
$(1/U_o^2)^A$	0.12	0.05	0.01	0.01	-0.02 ^z	0.00	0.01	-0.01
$(1/U_o^2)^A_{-12}$	-0.34 ^x	0.01	-0.54	0.10	-0.01 ^y	0.00	0.01	-0.10
DW^M_{-1}	0.08	-0.09	-0.24 ^y	-0.16	-0.19	-0.13	0.00	-0.10
DW^Q	-0.30	-0.31	0.15	-0.34	-0.73 ^y	-0.07	-0.02	-0.15

TABLEAU CV (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
DW ^A	0.14	4.93 ^Z	1.91 ^X	3.06 ^Y	3.19 ^Y	1.43	0.68	1.73 ^Y
DW ^A ₋₁₂	0.17	1.63	0.78	2.29 ^Y	4.13 ^Z	1.25	0.98	1.43 ^Y
DP ^M ₋₁	-0.39	-1.04 ^Y	0.16	0.18	0.01	0.37	-0.25	-0.11
DP ^Q	1.65 ^Y	0.38	0.00	0.90	1.03 ^X	-0.07	0.30	0.61
DP ^A	1.62	2.96	1.37	-4.18 ^Y	-9.93 ^Z	0.05	0.83	-1.40
DP ^A ₋₁₂	-0.47	-1.09	0.44	-2.48	-7.25 ^Z	-0.68	-0.01	-1.57
P/E ₋₁	-5.31 ^Z	0.45	0.43	0.40	2.71 ^Y	1.31	-0.15	-0.28
S/U ₋₁	-0.12 ^Z	-0.06 ^Y	0.01	-0.03	0.02	0.05 ^Y	0.00	-0.02 ^Y
L/P ₋₁	0.18 ^Y	0.53 ^Z	0.17 ^X	0.38 ^Z	0.43 ^Z	0.55 ^Z	0.18 ^Y	0.35 ^Z
$\frac{-2}{R}$	0.76	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.78	1.00
D.W.	2.15	2.27	2.02	2.12	2.18	2.10	1.97	2.10

TABLEAU CVI

MODELES DE PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE -- MOIS DU MINIMUM -- HOMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
K	0.49	0.22	0.66 ^z	0.78 ^z	0.50 ^z	0.45 ^y	0.80 ^z	0.58 ^z	0.38 ^z
t	-0.93 ^a	-0.64 ^a	-0.03 ^a	-0.14	-0.62 ^{az}	-0.27 ^a	-0.37 ^a	-0.63 ^{az}	0.10 ^a
t ²	0.08 ^{ax}	-0.04 ^a	0.00 ^a	0.02 ^x	0.00 ^a	-0.03 ^a	0.04 ^{ax}	0.01 ^a	0.00 ^a
Z ₋₁ ^M	-12.40	-6.14	-0.41	-3.33 ^x	3.09	1.28	-8.46	-3.60	-1.74
Z ^Q	20.07	1.92	2.34	2.48	-5.91 ^x	1.74	13.30 ^x	4.49	3.93
Z ^A	-5.79	13.73	0.24	4.29 ^x	10.27 ^z	2.97	-4.68	2.27	-1.91
Z ₋₁₂ ^A	1.98	-3.55	-1.80	-1.37	5.45 ^y	2.33	-2.56	3.65	-1.61
V/E ₋₁ ^M	-3.06	-4.09 ^y	-0.14	0.20	0.91	-2.74 ^y	0.22	-1.24	-0.91
V/E ^Q	-1.85	3.89 ^x	0.42	-0.51	-1.39 ^x	-0.62	-2.43	-0.19	0.50
V/E ^A	-4.36	0.02	-1.51	-4.75 ^y	3.14	-1.45	-16.22 ^z	-3.34	-2.77
V/E ₋₁₂ ^A	-0.48	4.38	0.37	-4.58 ^y	-0.14	1.98	-18.64 ^z	-1.49	0.79

TABLEAU CVI (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
VU/L_{-1}^M	0.08	0.10 ^y	0.01	-0.01	-0.03	0.06 ^x	-0.03	0.03 ^x	0.03 ^x
VU/L^Q	0.04	-0.13 ^x	-0.01	0.01	0.04 ^x	0.01	0.08	0.00	-0.02
VU/L^A	0.14	-0.05	0.05	0.18 ^y	-0.09	0.06	0.54 ^z	0.11	0.06
VU/L_{-12}^A	0.10	-0.15	0.00	0.16 ^y	0.00	-0.10	0.61 ^z	0.04	-0.02
VU/V_{-1}^M	-0.10	-0.12	-0.01	0.02	0.04	-0.07	0.05	-0.04	-0.03
VU/V^Q	-0.07	0.18 ^x	0.01	-0.03	-0.08 ^y	-0.01	-0.13	-0.01	0.02
VU/V^A	-0.34	0.26	-0.14	-0.21 ^y	0.14	-0.08	0.66 ^y	-0.18	-0.08
VU/V_{-12}^A	-0.23	0.17	-0.01	-0.23 ^y	-0.07	0.11	-0.97 ^z	-0.12	-0.04
$(1/U_p^2)_{-1}^M$	-0.74 ^x	0.51	-0.26	-0.04	-0.09	0.21	-0.27	-0.03	0.03
$(1/U_p^2)^Q$	-0.87	-0.33	-0.21	0.01	-0.18	-0.34	0.36	0.54	-0.14
$(1/U_p^2)^A$	0.23	-0.83	0.62	0.06	-0.32	-0.56	-0.72	-1.66 ^x	-0.23
$(1/U_p^2)_{-12}^M$	-0.38	0.75	-0.05	-0.44	0.25	-0.24	-1.83 ^z	-2.41 ^y	-0.88

TABLEAU CVI (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
$(1/U_0^2)^M_{-1}$	3.14	-0.04	0.08	0.04	0.08	0.05	-0.10	-0.12	-0.11
$(1/U_0^2)^Q$	1.32	-0.28	0.29	0.11	0.04	-0.14	-0.10	-1.12	0.11
$(1/U_0^2)^A$	-2.60	2.19	-0.66 ^x	-0.70 ^z	0.06	0.20	0.11	2.25	0.38
$(1/U_0^2)^A_{-12}$	0.31	-1.52	0.12	-0.07	-0.70 ^x	0.86 ^y	0.41 ^y	3.14 ^y	1.03
DW^M_{-1}	-0.03	0.04	-0.01	0.00	0.00	-0.04	-0.03	0.00	0.00
DW^Q	0.10	0.01	-0.06	-0.02	0.03	0.07	0.27 ^y	0.03	-0.01
DW^A	4.95 ^y	-1.88	-0.17	0.03	0.01	2.34 ^y	2.27 ^x	1.25 ^y	1.00 ^y
DW^A_{-12}	4.35 ^y	0.05	0.10	-0.03	0.05	-0.75	1.83 ^x	0.48	0.95 ^y
DP^M_{-1}	0.50	-0.30	-0.06	-0.11	0.28	-0.19	0.63 ^x	0.07	0.03
DP^Q	1.03	1.31 ^x	-0.06	0.28	-0.12	-0.20	-0.13	0.38	0.17
DP^A	-4.13	-5.51 ^y	0.47	-1.17 ^x	0.80	-2.19	-1.35	-2.17 ^z	-0.77

TABLEAU CVI (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
DP ^A ₋₁₂	-1.45	2.09	0.16	0.42	0.88	-1.82	0.62	0.08	0.45
P/E ₋₁	-0.20	1.35	-1.07	0.33	-0.63	1.89	1.46	0.10	0.06
S/U ₋₁	-0.06	-0.06 ^x	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.03	-0.01	0.00
L/P ₋₁	0.09	0.52 ^z	0.37 ^z	0.31 ^z	0.24 ^z	0.33 ^z	0.30 ^z	0.26 ^z	0.42 ^z
\bar{R}^2	0.95	0.97	0.88	0.48	0.69	0.69	0.98	0.99	0.91
D.W.	1.91	2.11	1.88	2.04	2.06	2.07	2.13	2.14	2.20

TABLEAU CVII

MODELES DE PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE -- MOIS DU MINIMUM -- FEMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
K	0.40	0.68 ^z	0.51 ^z	0.44 ^y	-0.04	-0.02	0.43 ^z	0.44 ^z
t	0.49 ^a	1.10 ^{ay}	1.54 ^{az}	1.10 ^{az}	0.30 ^a	0.52 ^a	-0.69 ^{az}	1.29 ^{az}
t ²	-0.05 ^a	0.05 ^a	0.00 ^a	0.00 ^a	-0.09 ^{az}	-0.06 ^{az}	0.00 ^a	-0.03 ^{ay}
z ^M ₋₁	-10.29	-1.03	-1.35	1.89	3.94	7.70	-0.99	-0.07
z ^Q	15.23	11.23	-3.04	5.30	-6.27	-6.78	7.89 ^y	5.54
z ^A	-8.95	-22.88 ^y	-3.16	-14.78 ^y	5.59	6.29	10.11 ^z	-10.14 ^z
z ^A ₋₁₂	-9.48	-3.41	-15.95 ^z	-2.58	3.37	-11.63 ^y	9.39 ^z	-11.04 ^z
V/E ^M ₋₁	-1.44	-1.30	0.11	-0.10	1.04	-0.88	1.02	-0.22
V/E ^Q	5.83 ^y	3.42	0.06	1.57	-1.63	0.05	-0.75	0.97
V/E ^A	-0.74	5.64	-4.63	-5.30	-0.07	1.97	9.77 ^z	-3.42

TABLEAU CVII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
V/E_{-12}^A	4.17	-12.21 ^x	7.47 ^x	1.65	4.83	5.66	0.66	4.18
VU/L_{-1}^M	0.09 ^x	0.05	-0.01	0.04	-0.04	0.02	-0.02	0.02
VU/L^Q	-0.17 ^y	-0.11	0.00	-0.06	0.04	0.00	0.02	-0.03
VU/L^A	-0.14	-0.22	0.03	0.09	-0.10	-0.14	0.24 ^y	0.01
VU/L_{-12}^A	-0.22	0.47 ^y	-0.22	-0.04	-0.18	-0.21	0.03	-0.15 ^x
VU/V_{-1}^M	-0.15 ^x	-0.08	0.02	-0.09	0.07	-0.02	0.01	-0.03
VU/V^Q	0.26 ^y	0.20 ^x	0.00	0.07	-0.08	0.00	-0.03	0.05
VU/V^A	0.12	0.10	0.10	-0.10	0.37	0.37	-0.35 ^y	-0.01
VU/V_{-12}^A	0.18	-0.91 ^y	0.26	-0.08	0.19	0.26	-0.12	0.10
$(1/U_p^2)_{-1}^M$	-0.14	0.26	-0.03	0.40 ^x	0.03	-0.03	-0.27 ^y	0.09

TABLEAU CVII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
$(1/U_p^2)^Q$	0.39	-0.15	0.15	-0.66 ^x	-0.28	-0.10	0.16	-0.24
$(1/U_p^2)^A$	0.62	0.52	0.99 ^x	1.31 ^x	1.04	0.84	0.36	0.85 ^y
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	2.19 ^y	-0.30	0.48	-0.30	1.08 ^x	1.27 ^y	0.03	0.60 ^y
$(1/U_o^2)^M_{-1}$	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	-0.02 ^a	0.00 ^a	0.00
$(1/U_o^2)^Q$	0.04	-0.05	0.00	-0.01	0.00	0.04 ^a	0.00 ^a	0.03
$(1/U_o^2)^A$	0.23 ^y	0.11	0.01	-0.01	-0.05 ^z	-0.22	0.01 ^a	0.05
$(1/U_o^2)^A_{-12}$	-0.01	-0.06	0.00	0.01	-0.05 ^z	-0.35	0.00 ^a	0.10 ^z
DW_{-1}^M	0.03	-0.02	-0.03	-0.01	0.01	0.01	-0.04	0.00
DW^Q	-0.16	-0.18	-0.03	-0.16	-0.01	0.06	-0.00	-0.04
DW^A	-2.40	1.12	1.36	1.60	0.34	-0.01	0.68	0.87

TABLEAU CVII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Total: Femmes
DW ^A ₋₁₂	-1.00	0.29	0.64	1.31	4.60 ^Z	0.21	0.01	0.75
DP ^M ₋₁	-0.04	-0.73	0.23	0.47	0.06	0.22	-0.07	0.00
DP ^Q	1.13	-0.20	-0.31	0.17	0.59	0.08	0.02	0.21
DP ^A	0.47	7.69 ^Z	2.07	0.31	-7.85 ^Z	-0.97	0.95	-0.37
DP ^A ₋₁₂	2.48	4.83 ^Y	2.11	0.32	-6.96 ^Z	0.45	-0.15	0.71
P/E ₋₁	-4.10 ^X	-0.61	0.04	-2.62	0.37	0.41	-1.16	-0.99
S/U ₋₁	-0.05 ^X	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01	-0.01
L/P ₋₁	0.26 ^Z	0.55 ^Z	0.25 ^Z	0.37 ^Z	0.43 ^Z	0.56 ^Z	0.20 ^Y	0.37 ^Z
\bar{R}^2	0.85	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.75	0.99
D.W.	2.10	2.36	2.06	2.06	2.11	2.13	2.00	2.11

TABLEAU CVIII

"DERNIERS" MODELES DE PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE -- DONNEES DESAISONNALISEES -- HOMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64.	65+	Tous les Hommes	Total
K	0.23 ^y	0.72 ^z	0.37 ^z	0.64 ^z	0.56 ^z	0.61 ^z	1.11	0.57 ^z	0.39 ^z
t	-1.01 ^{az}	-	1.15 ^{az}	-	-0.64 ^{az}	-	1.11 ^{az}	-0.23 ^{az}	0.23 ^{ay}
t ²	0.05 ^{az}	-	-0.03 ^{az}	-	-0.01 ^{ay}	-	0.04 ^{az}	-	-0.01 ^{ax}
z ^M ₋₁	-	-5.46 ^z	-	-	3.77 ^x	-	-	-	-
z ^Q	-	-	-	-	-4.72 ^x	-	-	-	-
z ^A	8.28 ^x	-	-3.04	2.53 ^z	5.81 ^z	4.89 ^z	-1.05	2.36 ^x	0.54
z ^A ₋₁₂	-	-	-10.66 ^z	-2.22 ^z	8.49 ^z	-	-32.53 ^z	-	2.53 ^x
(V/E) ^M ₋₁	5.17 ^z	-	-	-	-	-	-	1.10 ^z	-
V/E ^Q	-4.32 ^z	-	-0.95 ^y	-	-2.70 ^z	-	-	-0.63 ^x	-

TABLEAU CVIII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
V/E^A	-	-0.79	-1.02	-0.78 ^y	4.10 ^z	-5.35 ^z	-16.50 ^z	-2.38 ^z	-1.68 ^z
V/E_{-12}^A	-	-2.25 ^x	3.19 ^z	-	-	-	-	-0.68 ^y	0.51 ^y
VU/L_{-1}^M	-	-	0.03 ^y	-0.39 ^{ax}	-	-	-0.03 ^z	-	-
VU/L^Q	-0.09 ^z	-	-	-	0.09 ^z	-	-	-0.03 ^z	-
VU/L^A	0.06	0.01	-0.05	2.52 ^{ay}	-0.15 ^z	0.20 ^z	0.62 ^z	0.08 ^z	0.89 ^a
VU/L_{-12}^A	-	0.14 ^z	-0.12 ^y	0.72 ^{az}	0.02 ^z	-	0.09 ^z	-	-2.09 ^{ay}
VU/V_{-1}^M	-	-0.09 ^z	-0.06 ^y	-	-	-	-	-	-0.03 ^z
VU/V^Q	-	-	-	-	-0.25 ^z	-	-	-	-
VU/V^A	-	0.02	0.10	-0.06 ^z	0.38 ^z	-0.50 ^z	-1.33 ^z	-0.16 ^y	-
VU/V_{-12}^A	-	-0.30 ^z	0.25 ^y	-0.03 ^z	-0.05 ^y	-0.13 ^z	-0.18 ^z	-0.11 ^z	-
$(1/u_p^2)_{-1}^M$	-	0.13 ^z	-	-	-	-	-	-	-

TABLEAU CVIII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
$(1/U_p^2)^Q$	-0.14 ^y	-	-	-	-3.64 ^{az}	-	-	-	-
$(1/U_p^2)^A$	-	0.02	0.24 ^z	-	-	-0.21 ^z	-0.10 ^x	-0.21 ^y	-
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	-	-0.30 ^z	0.21 ^z	-	-	-0.13 ^z	-	-0.31 ^z	-
$(1/U_o^2)^M_{-1}$	1.57 ^z	-	-	-	2.11 ^{ay}	-	-	-	-
$(1/U_o^2)^Q$	-	-	0.04 ^z	-	-	-	-	-	-
$(1/U_o^2)^A$	-	-	-	-	-	0.29 ^y	-	0.54 ^x	0.21 ^z
$(1/U_o^2)^A_{-12}$	-	-	-	-	-	0.39 ^z	-	0.80 ^z	0.14 ^y
DW_{-1}^M	-	-	-0.11 ^x	-	-	-	-	-	-
DW^A	-	-	1.15 ^x	-	-	1.46 ^y	4.09 ^z	-	-
DW_{-12}^A	-	-	1.04 ^y	-	-	-	1.84 ^y	-	-

TABLEAU CVIII (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
DP_{-1}^M	-	-	-	-	0.29 ^z	-	0.72 ^z	-	-
DP^Q	2.21 ^z	-	0.45 ^y	-	-	-	-	0.51 ^y	0.30 ^x
DP^A	-4.73 ^y	-2.54 ^y	-1.24	-	-	-0.51	-	-1.60 ^z	-0.79 ^x
DP_{-12}^A	-	-	-1.58 ^y	-	-	-2.37 ^y	-	-	-0.94 ^x
P/E_{-1}	-3.48 ^y	-2.47 ^z	-	-	-	-	-	-0.99 ^y	-
S/U_{-1}	-0.07 ^y	-0.06 ^z	-0.02 ^y	-	-	-	-	-0.02 ^y	-0.02 ^z
L/P_{-1}	0.24	0.45 ^z	0.36 ^z	0.37 ^z	0.18 ^y	0.38 ^z	0.36 ^z	0.36 ^z	0.41 ^z
\overline{R}^2	0.94	0.96	1.00	0.59	0.81	0.78	0.98	0.99	0.95
D.W.	2.00	1.95	2.05	1.99	2.04	2.05	2.26	2.13	2.00

TABLEAU CIX

"DERNIERS" MODELES DE PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE - DONNEES DESAISONNALISEES -- FEMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Toutes les femmes
K	1.59 ^Z	0.26 ^Z	0.16 ^Z	-0.06	0.13 ^Z	0.05 ^Z	0.19 ^Z	0.37 ^Z
t	2.55 ^{az}	0.67 ^Z	0.76 ^{az}	0.61 ^{az}	0.55 ^{az}	0.35 ^{az}	0.45 ^{az}	1.15 ^{az}
t ²	-	-	-	-0.08 ^{az}	-0.04 ^{az}	-0.03 ^{az}	-0.02 ^{az}	-0.03 ^{az}
z ₋₁ ^M	-16.24 ^y	-	-	-	-	-	-	-
z ^Q	23.17 ^Z	8.47 ^y	-5.75 ^Z	-	-	-	2.53 ^x	-
z ^A	-20.77 ^Z	-17.48 ^Z	-	-	-	-	-4.40 ^y	-3.04
z ₋₁₂ ^A	-41.15 ^Z	-	-	-	-	-	-5.73 ^Z	-10.66 ^Z
V/E ₋₁ ^M	-	-	0.82 ^Z	-	-	-	-	-
V/E ^Q	-2.98 ^Z	-1.59 ^y	-	-	-	-	-	-0.95 ^x
V/E ^A	-13.14 ^Z	3.92 ^Z	2.06 ^y	3.87 ^y	-	-	-2.56 ^Z	-1.02

TABLEAU CIX (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Toutes les femmes
V/E_{-12}^A	-	-	2.39 ^z	5.91 ^z	-	-	1.67 ^z	3.19 ^z
VU/L_{-1}^M	0.12 ^z	-	-0.02 ^x	-	-	-	-	-0.03 ^y
VU/L^Q	-	0.05 ^z	-	-	-6.35 ^{az}	-	-	-
VU/L^A	0.40 ^z	-0.18 ^z	-0.16 ^z	-0.25 ^z	4.67 ^{az}	-	5.55 ^{az}	-0.05
VU/L_{-12}^A	-	0.03 ^z	-0.08 ^z	-0.28 ^z	-	-	-2.57 ^{az}	-0.12 ^y
VU/V_{-1}^M	-0.37 ^z	-	-	-	-	-	-	-0.06 ^y
VU/V^Q	-	-	-	-	0.14 ^z	-	-0.05 ^z	-
VU/V^A	-0.86 ^z	0.21 ^y	0.56 ^z	0.58 ^z	-	0.12 ^z	-	0.10
VU/V_{-12}^A	-	-	0.16 ^z	0.67 ^z	-	-	-	0.25 ^z
$(1/U_p^2)_{-1}^M$	-	-	-	0.11 ^z	-	-	-2.60 ^{ay}	-

TABLEAU CIX (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Toutes les femmes
$(1/U_p^2)^Q$	0.10 ^y	-	-	-0.14 ^z	-	-	9.71 ^{az}	-
$(1/U_p^2)^A$	0.19 ^x	0.29 ^z	0.23 ^z	0.36 ^z	8.87 ^{ay}	-	-	0.24 ^z
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	0.36 ^z	-	-	0.30 ^z	-	-	-	0.21 ^z
$(1/U_o^2)^Q$	0.21 ^y	-	-	-	-	-	-1.49 ^{az}	0.04 ^z
$(1/U_o^2)^A$	-	-	-	-	-1.00 ^{az}	-	-	-
DW_{-1}^M	-	-	-0.18 ^y	-	-	-	-	-0.11 ^x
DW^Q	-	-	-	-	-0.46 ^x	-	-	-
DW^A	-	2.41 ^y	-	-	1.68 ^y	-	-	1.15 ^x
DW_{-12}^A	-	-	-	-	2.72 ^z	-	-	1.05 ^y
DP^Q	1.52 ^z	-	-	0.86 ^y	-	-	-	0.45 ^y

TABLEAU CIX (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Toutes les femmes
DP ^A	-	-	-	-3.65 ^Z	-5.28 ^Z	-	-	-1.24
DP ^A ₋₁₂	-	-	-	-1.92 ^X	-2.32 ^Z	-	-	-1.58 ^Y
P/E ₋₁	-4.17 ^Z	-	-	-	-	-	-	-
S/U ₋₁	0.11 ^Z	-	-	-0.04 ^Y	-	0.04 ^Z	-	-0.02 ^Y
L/P ₋₁	0.24 ^Z	0.65 ^Z	0.23 ^Z	0.40 ^Z	0.52	0.63 ^Z	0.24 ^Z	0.36 ^Z
\bar{R}^2	0.77	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.79	1.00
D.W.	2.19	2.20	1.93	2.08	2.10	2.10	1.90	2.05

TABLEAU CX

"DERNIERS" MODELES DE PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE -- MOIS DU MINIMUM -- HOMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
K	0.26 ^z	0.24 ^z	0.45 ^z	0.59 ^z	0.45 ^z	0.45 ^{az}	0.61 ^z	0.31 ^z	0.10 ^z
t	-0.66 ^{az}	-0.60 ^{az}	-0.16 ^z	-0.14 ^y	-0.43 ^{az}	-0.22 ^{az}	-0.38 ^{az}	-0.40 ^{az}	-
t ²	0.02 ^{az}	-0.01 ^{ax}	-	-	-	-0.03 ^{az}	0.04 ^{ay}	-	-
z ₋₁ ^M	-	5.78 ^y	-	-1.13 ^x	-	-	-	-	-
z ^Q	-	-	-	-	-2.79 ^y	4.52 ^z	-	-	-
z ^A	-	13.31 ^z	3.30 ^z	3.79 ^y	3.57 ^z	-	-	3.57 ^z	-
z ₋₁₂ ^A	-	-	-	- 3.26 ^z	-	-	-	-	-
V/E ₋₁ ^M	-0.58 ^y	-3.72 ^y	-	-	-	-1.67 ^y	-	-1.13 ^z	-0.15 ^z
V/E ^Q	-	4.50 ^y	-	-	-	-	-	-	-
V/E ^A	-	-	0.56 ^z	-0.99	-	-	-11.67 ^z	-	-

TABLEAU CX (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
V/E_{-12}^A	-	-	-	-1.99 ^y	-	-	-17.12 ^z	-	-
VU/L_{-1}^M	-	0.10 ^y	-	-	-	4.34 ^{ay}	-	-0.03 ^y	-
VU/L^Q	-	-0.15 ^y	-	-	-	-	-	-	-
VU/L^A	-	-	-	0.04	-	0.97 ^a	0.37 ^y	-	-
VU/L_{-12}^A	-	-	-	0.06 ^y	-	-2.65 ^{az}	0.56 ^z	-	-
VU/v_{-1}^M	-	-0.13 ^y	-	-	-	-0.06 ^x	-	-0.04 ^y	-
VU/v^Q	-	0.20 ^y	-	-	-	-	-	-	-
VU/v^A	-	-	-0.04 ^z	-0.03	-	-	-0.47 ^y	-	-
VU/v_{-12}^A	-	-	-	-0.08 ^x	-	-	-0.87 ^z	-	-
$(1/u_p^2)_{-1}^M$	-0.91 ^z	0.30 ^x	-0.19 ^z	-	-0.11 ^y	-	-	-	-

TABLEAU CX (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
$(1/U_p^2)^A$	-	-0.70 ^y	-0.02	-0.02	-0.22	-0.28 ^y	-0.40	-	0.05 ^x
$(1/U_p^2)^A_{-12}$	-	-	0.14 ^x	-0.22 ^y	0.38 ^y	-	-1.69 ^z	-	-
$(1/U_o^2)^M_{-1}$	4.73 ^z	-	-	-	-	-	-	-	-
$(1/U_o^2)^Q$	-	-	-	-	-	-	-	-0.33 ^z	-
$(1/U_o^2)^A$	-	-	-0.22 ^x	-0.23 ^y	0.07	-0.12	0.10	-	-
$(1/U_o^2)^A_{-12}$	-	-	-	-	-0.80 ^z	0.35 ^z	0.37 ^y	-	-
DW ^Q	-	-	-0.08 ^y	-	-	-	-	-	-
DW ^A	2.15 ^x	-1.32 ^x	-	-	-	1.89 ^z	1.94 ^y	1.10 ^z	0.39 ^x
DW ^A ₋₁₂	2.86 ^z	-	-	-	-	-	-	-	-
DP ^M ₋₁	-	-	-	-	0.20 ^x	-	0.47 ^x	-	-

TABLEAU CX (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Tous les Hommes	Total
DP ^A	-	-2.29 ^y	-	-0.74 ^x	-	-	-	-0.80 ^y	-
P/E ₋₁	-	-	-0.70 ^z	-	-	-	-	-	-
S/U ₋₁	-0.05 ^z	-	-	-	-	-	0.03 ^x	-	-
L/P ₋₁	0.29 ^z	0.58 ^z	0.49 ^z	0.39 ^z	0.37 ^z	0.41 ^z	0.44 ^z	0.54 ^z	0.81 ^z
\bar{R}^2	0.95	0.97	0.88	0.50	0.69	0.70	0.98	0.99	0.90
D.W.	1.97	2.07	1.88	2.03	2.02	2.06	2.15	2.13	2.38

TABLEAU CXI

"DERNIERS" MODELES DE PARTICIPATION A LA MAIN-D'OEUVRE -- MOIS DU MINIMUM -- FEMMES

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Toutes les femmes
K	0.24 ^z	0.43 ^z	0.55 ^{az}	0.18 ^z	0.22 ^z	0.18 ^y	0.03 ^z	0.38 ^z
t	-0.05 ^a	0.71 ^z	1.48 ^{az}	0.52 ^z	0.62 ^{az}	0.73 ^{az}	0.04 ^{az}	1.02 ^{az}
t ²	-0.02 ^{az}	0.04 ^z	--	-	-0.06 ^{az}	-0.04 ^{az}	-0.01 ^{az}	-0.02 ^{az}
z ^Q	-	16.30 ^z	-3.29 ^x	-	-	-	-	4.05 ^z
z ^A	-	-22.96 ^z	-2.25	-	-	2.22	-	-8.10 ^z
z ^A ₋₁₂	-	-	-17.14 ^z	-	-	-11.79 ^z	-	-7.44 ^z
V/E ^Q	4.33 ^y	-	-	-	-	-	-	-
V/E ^A	-	6.36 ^x	-6.88 ^y	-0.76 ^z	-5.93 ^z	-	-	-3.10 ^z
V/E ^A ₋₁₂	-	-6.14 ^y	6.01 ^z	-	-	-	-	1.98 ^z
VU/L ^{Mb} ₋₁	0.05 ^y	-	-	2.10 ^{ay}	-	-	-	-

TABLEAU CXI (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Toutes les femmes
VU/L ^Q	-0.11 ^y	-	-	-	-	-	-	-
VU/L ^A	-0.11 ^z	-0.25 ^y	0.10	-	0.12 ^z	-0.06 ^z	-	0.01
VU/L ^A ₋₁₂	-0.08 ^z	0.26 ^z	-0.18 ^z	-	-0.02 ^x	-	-	-0.07 ^z
VU/V ^M ₋₁	-0.09 ^y	-	-	-0.05 ^y	-	-	-	-
VU/V ^Q	0.19 ^y	0.03 ^y	-	-	-	-	-	-
VU/V ^A	-	0.13	0.02	-	-	0.25 ^z	-	-
VU/V ^A ₋₁₂	-	-0.62 ^z	0.21 ^y	-	-	-	-	-
(1/u _p ²) ^Q	0.47 ^y	-	-	-0.19 ^x	-	-	-	-
(1/u _p ²) ^A	-0.47	-	0.97 ^z	0.50 ^z	0.37 ^y	0.96 ^z	-	0.66 ^z
(1/u _p ²) ^A ₋₁₂	1.57 ^z	-	0.49 ^x	-0.21 ^y	0.66 ^z	0.69 ^z	-	0.39 ^z

TABLEAU CXI (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Toutes les femmes
$(1/U_0^2)^M_{-1}$	-	-	-	-	-	-	0.02 ^{az}	-
$(1/U_0^2)^Q$	-	-	-	-1.19 ^{ax}	-	-	-	-
$(1/U_0^2)^A$	0.26 ^z	0.26 ^z	1.32 ^{az}	-	-0.04 ^z	-0.35 ^{ay}	-	0.05 ^z
$(1/U_0^2)^A_{-12}$	-	-	-	-	-0.03 ^z	-0.43 ^{az}	-	0.06 ^z
DW^M_{-1}	-	-	-	-	-	-	-0.04 ^x	-
DW^A	-2.24 ^x	-	-	-	4.44 ^z	-	-	0.79 ^x
DP^M_{-1}	-	-0.56 ^y	-	0.51 ^y	-	-	-	-
DP^Q	0.92 ^x	-	-	-	-	-	-	-
DP^A_{-12}	-	3.97 ^y	2.66 ^z	-	-5.10 ^z	-	-	-
P/E_{-1}	-4.06 ^y	-	-	-1.33 ^x	-	-	-0.30 ^x	-

TABLEAU CXI (suite)

Variable	14-19	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65+	Toutes les femmes
S/U ₋₁	-0.05 ^y	-	-	-	-	0.04 ^z	-	-
L/P ₋₁	0.33 ^z	0.59 ^z	0.28 ^z	0.49 ^z	0.47 ^z	0.58 ^z	0.56 ^z	0.41 ^z
\bar{R}^2	0.86	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.71	0.99
D.W.	2.06	2.31	2.00	2.09	2.08	2.11	2.13	2.06

Chapitre neuf

LES VARIATIONS DE SALAIRE

INTRODUCTION

Aux trois chapitres précédents nous avons étudié les niveaux et les variations du chômage, les diverses variables qui entrent dans le taux du chômage ainsi que les effets des variations de salaire sur ces variables. Nous allons maintenant considérer les variations mêmes dans les salaires ou les gains.

On pourrait s'attendre à ce que les variations des salaires soient traitées différemment des autres variables dans cette étude. Non pas parce qu'elles ont reçu bien plus d'attention dans d'autres études que les variables des flux de main-d'oeuvre. L'intérêt a porté surtout sur la courbe de Phillips, ce qui est essentiellement l'approche que nous avons adoptée. Cependant, la spécification que nous avons retenue en nous basant sur les chapitres précédents est, d'une part, plus vaste que la formulation courante de la courbe de Phillips, et est, d'autre part, dépourvue de variables courantes.

La courbe de Phillips est généralement considérée comme le rapport entre le taux de chômage et le taux de variation des salaires nominaux. Sa justification courante, exposée par Lipsey (1960), est fondée sur la conviction que les prix

augmentent lorsqu'il y a une demande excédentaire sur le marché et baisse avec une offre excédentaire, alors que les salaires nominaux représentent tout simplement le prix de la main-d'oeuvre. Comme nous l'avons souligné au chapitre deux, il y a lieu de mettre en doute la justesse de cette conception des marchés du travail.

Le deuxième point du raisonnement à l'appui de la courbe de Phillips est l'hypothèse que le taux de chômage constitue une bonne approximation de la demande excédentaire sur le marché du travail. Les principales différences de spécification entre notre étude et celles des autres résident dans la tentative de représenter la "tension" du marché du travail par un ensemble de variables basées sur les postes vacants et la productivité aussi bien que sur le chômage¹. Il est cependant fort possible que le rapport provienne d'autres sources que de la demande excédentaire de main-d'oeuvre ou encore du genre d'analyse exposé au chapitre deux. Par exemple, le chômage ou nos propres variables pourraient fort bien représenter le pouvoir de négociation, comme l'a laissé entendre Kaldor (1959); et il y a loin du comportement individuel sur le marché à la courbe agrégée de Phillips comme nous l'avons indiqué aux chapitres deux et trois. Nous avons également suggéré que, sauf dans la mesure où les changements dans la répartition de l'emploi par professions et par employés se reflètent dans les données, la détermination des salaires repose sur les conditions perçues plutôt que sur les conditions réelles et qu'un point de vue contraire risque de nous faire trouver des associations provenant de l'aspect quantité - plutôt que de l'aspect détermination des prix des marchés du travail. Il est donc douteux que la comparaison avec des spécifications plus courantes de la courbe de Phillips puisse résoudre la question du rapport appropriée.

Même dans la formulation de Phillips (1958), d'autres variables entrent en ligne de compte; et des recherches plus récentes en ont introduit d'autres encore. Ces variables peuvent entrer en ligne de compte parce que les salaires dépendent effectivement d'autres facteurs ou qu'elles-mêmes aident à saisir la demande excédentaire, ou encore peut-être

¹Bien entendu, les travaux consacrés à la courbe Phillips comprennent des exemples de cette approche. Cf. par ex. Vanderkamp (1970).

parce que les variables qui semblent directement pertinentes sont mal conçues ou difficiles à appliquer. Il est probable que la liste exhaustive des variables utilisées ne dépasse pas quinze ou vingt, mais les formes et définitions particulières qui s'y appliquent rendent cette liste beaucoup plus longue. Etant donné que les autres questions au sujet de la courbe de Phillips concernent la forme et l'ajustement de ce rapport, il existe littéralement des millions de permutations et de combinaisons à examiner. Il est impossible de considérer toutes les possibilités ou en plaçant sur un pied d'égalité, d'évaluer la preuve statistique en faveur de chacune d'elle. Aussi, la présente étude ne se base-t-elle malheureusement que sur sa propre spécification, quoique la qualité obtenue dans l'ajustement même avec des variations mensuelles et trimestrielles laisse soupçonner que nos modèles sont meilleurs que plusieurs autres qui ont été ajustés à différentes séries de données, sur des périodes différentes et pour des spécifications différentes.

Il y a un certain nombre de questions en litige au sujet de la courbe de Phillips. En voici quelques-unes:

- 1) jusqu'à quel point le taux de chômage est-t-il une mesure adéquate de la demande excédentaire ou de la tension du marché du travail, et quelles sont les autres variables de ce marché qui présentent un tableau plus complet?
- 2) si d'autres variables entrent effectivement en ligne de compte dans ce rapport, modifient-elles ou renforcent-elles tout simplement l'image offerte par les équations de type plus simple?
- 3) quel rôle jouent les variables d'anticipation des prix et des salaires ou, en pratique, quel rôle jouent leurs variations passées?
- 4) d'une façon plus générale, quel genre de décalages interviennent dans le processus?

Malheureusement, les réponses à ces questions dépendent en grande partie de l'interprétation de résultats statistiques dont la signification n'est pas claire même dans les meilleures circonstances. Comme l'a signalé Eckstein (1968), presque toute explication raisonnable des variations de salaire dans l'agrégat a probablement recours à des variables

essentiellement d'une même famille. Aux problèmes d'interprétation qui en résultent s'ajoutent des difficultés économétriques qui obscurcissent davantage le sens et la nature des résultats statistiques obtenus. D'ailleurs, les résultats qui suivent servent autant à illustrer ce fait qu'à éclairer le processus de variation des salaires.

Le problème se complique encore davantage en raison de la nature des données sur les salaires dont on dispose au Canada ainsi qu'en raison de l'incertitude quant aux variables qui sont effectivement appropriées. Les variables qui peuvent être déterminées par les employeurs, peut-être en collaboration avec les employés ou leurs syndicats, sont probablement les taux de salaire ainsi que les avantages sociaux et autres conditions de travail que nous n'avons pas examinés au chapitre deux. Quant aux effets de ces décisions sur les mouvements de main-d'oeuvre, il se pourrait fort bien que ce ne soit pas tant le taux officiel qui importe que le montant des gains impliqués par ces décisions; mais c'est probablement le montant des gains anticipés à plus longue échéance qui est en cause, et non pas le montant réel enregistré et qui est affecté par les variations aléatoires dans la semaine de travail. Comme nous l'avons noté au chapitre trois, seules les mesures sur les gains sont disponibles sur une base mensuelle; et elles reflètent bien les écarts mentionnés. Ceci pourrait expliquer, par le biais du problème des erreurs dans les variables, quelques-uns des résultats médiocres ou surprenants obtenus dans les chapitres précédents. Il est possible de créer sur une base trimestrielle des séries mesurant les taux de variation des salaires de base dans les grandes conventions collectives au niveau de toutes les industries, quoique de telles séries n'aient pas le même champ d'application que les séries déjà utilisées et qu'elles représentent probablement de façon imparfaite les salaires déterminés lors de négociations collectives. Au niveau des sous-secteurs de l'économie, des grandes conventions collectives se rencontrent si rarement qu'on ne peut calculer que des chiffres annuels. C'est également à ce niveau que les indices de salaire sont disponibles. Il va sans dire que les écarts entre les données disponibles et les variables nécessaires auxquelles aux modèles théoriques sur les salaires, ou entre l'étendue de ces données et la période sur laquelle elles doivent être regroupées, entraînent aisément des difficultés dans la formulation et l'interpréta-

tion des modèles.

Dans ce chapitre, les modèles sont examinés aux trois niveaux d'agrégation. D'abord, à la section deux, nous considérons les données trimestrielles au niveau de l'agrégat industriel ou au niveau d'agrégation le plus élevé possible. Puis, à la section trois, nous étendons cette recherche aux données mensuelles et annuelles. A la section quatre, nous envisageons quelques extensions aux spécifications. Enfin, nous étudions les modèles sur les gains mensuels au niveau des grandes divisions de l'agrégat industriel à la section cinq et nous présentons un résumé de nos conclusions à la section six.

MODELES AU NIVEAU GLOBAL, VERSION TRIMESTRIELLE

Les modèles globaux ont été ajustés sur une base trimestrielle à la rémunération hebdomadaire moyenne (AWWS) au niveau de l'agrégat industriel, ainsi qu'aux gains horaires moyens (AHE) dans l'industrie minière, l'industrie manufacturière et la construction, et enfin au taux de variation des salaires de base dans les grandes conventions collectives (cette série sera souvent désignée sous le nom d'accord sur les salaires, DWS), tel que décrit à la section trois du chapitre trois. Nous y vérifions quatre spécifications suivant la méthode décrite au chapitre six. A partir de la notation du tableau LVI et de l'équation (2.2) du chapitre six, nous avons les spécifications suivantes:

$$(2.1) \quad DW = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + L(z_2) + L(V/ER) + L(VU/L) \\ + L(VU/V) + L(1/U^2) + L(DW) + L(DP) \\ + \beta_4 (P/ER)_{-1} ,$$

$$(2.2) \quad DW = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + L(z_2) + L(V/U) + L(VU/V) \\ + L(1/U^2) + L(DW) + L(DP) + \beta_4 (P/ER)_{-1} ,$$

$$(2.3) \quad DW = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + L(V/ER) + L(VU/L) + L(VU/V) \\ + L(1/U^2) ,$$

$$(2.4) \quad DW = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + L(V/U) + L(VU/V) + L(1/U^2).$$

Les formes (2.1) et (2.2) sont les versions complètes des modèles du chapitre six; elles utilisent les formes alternatives des variables de la tension du marché du travail et considèrent d'autres influences. Les formes (2.3) et (2.4) ne tiennent compte que des variables de "tension" et représentent l'hypothèse qu'elles sont les seules à influencer sur les variables de salaire. On remarquera que toutes les spécifications ne comportent que les valeurs décalées des variables. Nous utilisons aussi les formes (2.1) et (2.2) avec des décalages d'almon du troisième degré répartis sur les huit trimestres précédents pour les termes en "L" dans les équations.

La variable dépendante utilisée pour la rémunération hebdomadaire moyenne et les gains horaires moyens (DAWWS et DAHE) est sous la forme

$$(2.5) \quad DW_t = (W_t - W_{t-1})/W_{t-1} ,$$

soit le taux trimestriel de variation. La série sur les accords sur les salaires de base s'exprimait déjà sous forme du taux annuel de variation impliqué dans les contrats signés pendant le trimestre. Nous ne l'avons pas convertie en taux trimestriel, si bien qu'il a une différence d'échelle dans les coefficients de régression entre cette série et la série sur les gains. La période observée s'étend du premier trimestre de 1956 au troisième trimestre de 1970 pour la rémunération hebdomadaire moyenne et se termine au dernier trimestre de 1968 pour les accords sur les salaires de base.

Nous avons ajusté les modèles aux valeurs désaisonnalisées des variables et à leurs valeurs aux mois du minimum, telles que décrites au chapitre quatre. Dans le cas des accords sur les salaires, nous n'avons pas fait d'ajustement, mais nous nous sommes servis des deux types de variables indépendantes. Nous utilisons aussi à la fois le taux de chômage global, U, et de celui chez les hommes de 25 à 44 ans, U_p.

Les résultats des diverses spécifications "moyennes" sont résumés au tableau CXII en termes des erreurs-type d'esti-

mation. (Les probabilités à postériori indiqueraient en gros a même chose). Les spécifications utilisant T_1^2 , soit (2.1) ou (2.3), sont supérieures à celles qui emploient T_2^2 , soit (2.2) ou (2.4). La spécification avec décalage d'Almon est parfois supérieure et parfois inférieure à la spécification "moyenne". Comme elle n'aboutit à aucune conclusion qualitativement différente nous n'allons pas nous en servir. Quant aux variables U et U_p , aucune n'est clairement supérieure. Les versions complètes (2.1) et (2.2) aboutissent souvent à des résultats plus significatifs que les versions abrégées (2.2) et (2.4).

Le tableau CXII indique les équations aux erreurs-type d'estimation les plus faibles dans la forme "moyenne". Comme l'emploi de variables indépendantes désaisonnalisées donne de meilleurs résultats que les données du mois du minimum pour les accords sur les salaires de base, c'est cette version que nous présentons plutôt que celle qui se sert des chiffres du mois du minimum. Ceci pourrait laisser à entendre que les chiffres désaisonnalisés sont un meilleur indicateur des conditions sur les marchés du travail. Cependant, au moins dans le cas du taux de chômage, on peut soutenir que le résultat observé découle de ce que les négociateurs basent leurs perceptions sur les chiffres disponibles, qui sont désaisonnalisés, et non pas du fait qu'il s'agisse vraiment d'un meilleur indicateur de la tension réelle.

Les résultats du tableau CXIII font ressortir plusieurs faits intéressants. D'abord, les valeurs obtenues pour R^2 sont remarquablement élevées. Sauf pour DAWWS désaisonnalisé, elles sont bien au dessus de 0.6. Cependant, il faut préciser en toute honnêteté que notre satisfaction au sujet de ces équations s'arrête là. Nous avons noté au chapitre deux que rien ne permettait de déterminer les signes des effets de la série de variables représentant la tension du marché du travail. Mais, la lecture du tableau CXII fait ressortir clairement que les effets ont tendance à être différents pour la série des gains et pour celle des accords sur les salaires. Par ailleurs, il y a pas mal de similitude entre les équations désaisonnalisées et celles du mois du minimum, quoique les conclusions qualitatives n'en sont pas toutes les mêmes.

Une caractéristique commune à toutes les formes est l'influence négative très forte des variations passées dans les salaires sur les variations courantes. Cet effet est parfois en partie contrebalancé par les termes pour le taux de variation dans les prix, mais ce n'est pas le cas dans la série sur la rémunération des traitements hebdomadaire moyenne. L'effet des prix ne compense pas entièrement l'effet des variations décalées des prix sauf dans le cas des accords sur les salaires, au mois dans le sens que la somme des coefficients a tendance à être négative plutôt que positive. Malheureusement, la série sur les accords est justement celle où il est le moins plausible de soutenir que des variations de prix déjà compensées par des variations de salaire ne devraient pas provoquer d'autres variations de salaires, étant donné les salaires en cause ne sont pas habituellement ceux pour lesquels on a enregistré une variation d'observations récentes. Quelques autres études faites au Canada, telle celle de Bodkin, Bond, Reuber et Robinson (1967) ont présenté cette caractéristique de coefficients négatifs dans les variations décalées des salaires, mais pas autant que dans nos résultats.

Les statistiques Durbin-Watson suggèrent dans tous les cas la présence d'au moins une légère autocorrélation négative des résidus. En présence des valeurs décalées des variables dépendantes, cet aspect des données peut produire un biais important. En même temps, l'imprécision évidente de la variable dépendante comme mesure des variations de salaire peut vouloir dire qu'il y a un grave problème "d'erreur-de-variable", surtout au chapitre des valeurs décalées de la variable dépendante. Il est à remarquer que l'autocorrélation négative, tout comme l'effet négatif prononcé des variations passées dans les salaires, était également caractéristique des régressions avec décalage d'Almon. En fait, les deux caractéristiques sont plus prononcées dans les régressions en question que dans les régressions "moyennes".

Nous avons tenté quatre opérations pour voir si on pouvait atténuer le problème. En premier lieu, nous nous sommes servis de la technique Hildreth-Lu pour traiter l'autocorrélation des résidus. En second lieu, à partir de cette technique, nous avons substitué les valeurs décalées de DWS aux valeurs décalées de DAWWS et de DAHE et, inversement, les valeurs décalées de DAWWS à celles de DWS. Cette sub-

stitution devrait contribuer à éliminer certains effets de l'usage de la variable dépendante décalée, mais elle implique l'hypothèse que les salaires globaux réagissent aux conventions collectives et réciproquement que les conventions collectives réagissent aux salaires globaux. En troisième lieu, nous avons employé ces variables comme variables instrumentales et dans ce cas, nous n'avons eu recours ni à la technique Hildreth-Lu ni aux autres méthodes pour traiter l'autocorrélation. Enfin, nous nous sommes servis uniquement de la valeur annuelle décalée de la variable dépendante et des deux valeurs annuelles décalées de la variable des variations de prix. Ce changement n'a abouti à aucun résultat qualitativement différent des résultats obtenus avec le modèle plus étendu, le terme des salaires continuant à être fortement négatif et, au mieux, à n'être que partiellement compensé par les termes des variations de prix. Les régressions par les variables instrumentales ont également produit le même genre de résultats. Ces derniers sont caractérisés par le manque de signification de chaque coefficient puis individuellement; de plus, comme ils ne permettent pas de distinguer la corrélation en série des résidus, nous allons laisser de côté ces équations à variables instrumentales.

Les résultats de deux premières opérations sont résumés au tableau CXIV. Dans l'ensemble, la technique Hildreth-Lu ne modifie pas radicalement le signe, l'ampleur ou la signification des coefficients. En ce qui concerne la variable des variations décalées des salaires, les résultats bizarres subsistent. L'emploi de la spécification alternative impliquant des variations de salaire négociées contribue peu à modifier les équations, même si le nombre d'observation possibles a été réduit par nécessité au moment d'effectuer l'opération, étant donné que la série disponible sur les accords de salaire avait été interrompue en 1968. Cette série est sous forme de taux de variation annuels plutôt que trimestriels. Un coefficient comparable y équivaldrait donc **en gros** au quart des coefficients des autres variables des variations de salaire. Ceci dit, l'emploi de cette série ne contribue pas beaucoup à améliorer les termes décalés des variations de salaires dans les équations désaisonnalisées pour DAWWS et DAHE, alors que les éléments embarrassants dans les équations du mois du minimum y deviennent légèrement moins évidents ou moins importants. Tout en laissant subsister les signes bizarres, l'emploi de DAWWS

rend effectivement moins frappante la singularité de l'équation de DWS.

Nous soupçonnons que ces problèmes peuvent provenir de l'emploi d'un schéma de décalage trop complexe, de la tentative d'estimer trop de coefficients et, en particulier, de la façon très douteuse dont les salaires sont mesurés. Quoi qu'il en soit, on ne peut s'empêcher de se demander ce qui est arrivé à la courbe de Phillips pour le Canada, d'autant plus que la variable du chômage est presque constamment affectée du signe "erronné", sauf dans les équations sur les accords de salaire.

Nous avons simplifié les spécifications de deux façons. D'abord, nous avons raccourci et simplifié les décalages en éliminant les valeurs annuelles décalées d'un an et en employant uniquement des taux trimestriels décalés des variations de salaire. Ensuite, nous avons éliminé les valeurs trimestrielles et omis la valeur annuelle décalée d'un an de la variable dépendante. Nous avons également retranché le rapport décalé des placements au nombre d'employés déclaré, dont le rôle est peut-être a priori le plus douteux². Nous avons ensuite éliminé successivement dans les deux types de spécification les coefficients non significatifs en nous basant sur leur coefficient t , jusqu'à ce que tous soient significatifs au seuil de .10, sauf les valeurs annuelles, que nous avons conservées à moins que la valeur annuelle décalée n'ait été retranchée, et la tendance que nous avons maintenue chaque fois que son carré était significatif. Nous avons employé la technique Hildreth-Lu du début à la fin.

La première des deux méthodes pour simplifier les modèles, soit en retranchant les valeurs annuelles décalées, s'est avérée nettement supérieure à la seconde dans les équations du mois du minimum; c'est exactement l'inverse dans le cas des équations désaisonnalisées. Nous ne présentons que les résultats des versions les plus significatives au tableau CXV. Même là, avant l'élimination des coefficients, les erreurs-type d'estimation y sont plus fortes qu'au tableau CXIV. Les résultats continuent d'être caractérisés par des coefficients négatifs pour les termes décalés des salaires

²Nous avons enfin utilisé $1/U^2$ et omis $1/U_p^2$ dans toute cette seconde série.

sauf dans le cas de DAWWS, version du mois du minimum, où, là encore cependant, ils sont largement compensés par le coefficient négatif des variations de prix. Cette caractéristique ne disparaît des modèles que pour les accords de salaire, avec l'élimination des variations passées dans les salaires et les prix.

Quant aux autres aspects des équations, on y remarque aux tableaux CXIV et CXV que l'inverse du taux de chômage a tendance à avoir une influence négative sur les gains désaisonnalisés. Les coefficients indiquent un effet positif pour les accords sur les salaires de base. Ils suggèrent aussi un effet positif pour les équations du mois du minimum, sauf dans le cas des résultats pour DAHE au tableau CXIV, avec la valeur décalée des accords de salaire comme variable indépendante et au tableau CXV.

Les autres variables de la tension du marché du travail ne font pas ressortir d'image très nette. Les résultats sont toujours caractérisés par des signes variés pour une même variable significative dans une moindre mesure qu'au chapitre six. Dans les équations du tableau CXIV, la différence la plus remarquable est la tendance de V/ER , VU/L et VU/V à présenter un schéma donné pour les accords de salaire, et le schéma opposé pour la rémunération hebdomadaire moyenne et les gains horaires moyens. Dans tous les cas, l'hypothèse que la tension du marché du travail, représentée sous une forme quelconque, à un effet positif sur les salaires est toujours une interprétation plausible, mais certainement pas une caractéristique toujours évidente des résultats. Cette interprétation est en partie appuyée par la variable de productivité, z^2 , mais elle est aussi un trait distinctif dans la version des résultats désaisonnalisée du tableau CXIV, où les coefficients négatifs pour les valeurs trimestrielles décalées ne sont pas négligeables; c'est cependant l'inverse dans la version du mois du minimum. Toute interprétation simple et directe des coefficients, variable par variable devra probablement avoir à tenir compte de ce genre de surprise.

Afin de déterminer ce qui est arrivé à la courbe de Phillips pour le Canada, nous examinons au tableau CXVI deux versions du modèle se rapprochant le plus d'une courbe de Phillips simple dans le cadre de nos spécifications. Dans le premier volet, la spécification ne comprend que les va-

leurs trimestrielles et annuelle de la raison inverse du taux de chômage, les valeurs trimestrielles décalées de la variable dépendante ainsi que les valeurs trimestrielles et annuelle de la variable de variation des prix. En termes des erreurs-type d'estimation, les résultats sont tous beaucoup plus faibles (et à un degré significatif) que ceux du tableau CXIV. Les estimations par points, elles, reflètent plutôt le schéma conventionnel. Bien qu'on remarque dans la plupart des cas un coefficient négatif pour le terme décalé des salaires, ce dernier est plus que compensé par un coefficient positif pour les variations de prix. La somme des deux coefficients pour la raison inverse du taux de chômage est positive. Quand il y a des coefficients négatifs, c'est que la variation du taux de chômage entraîne un effet négatif additionnel sur les variations de salaire, et ce, sauf dans le cas des accords de salaire. Là, les estimations par points corroborent plutôt l'hypothèse que les négociations ne reflètent pas entièrement la situation en termes de chômage au cours du dernier trimestre; ce à quoi on ne trouve rien d'étonnant lorsqu'on se rappelle que les contrats signés reflètent souvent une période de négociation prolongée.

Au deuxième volet du tableau CXVI figure le modèle simple utilisant uniquement les valeurs annuelles pour $1/U^2$ et DP, et ces valeurs décalées d'un an³. Les résultats y sont plus faibles qu'au premier volet, ce qui donne lieu à l'interprétation que les premières dérivées jouent un rôle dans les accords de salaire. On remarquera que l'emploi de la variable dépendante dans sa version courante avec taux de variation chevauchant quatre trimestres aurait réintroduit un problème en ce qui concerne le paramètre qui a tendance à sortir des limites $-1.0 \leq 1.0$.

A la question de savoir ce qui est arrivé au rapport exprimé par la courbe Phillips pour le Canada, il faut donc répondre qu'il est faible et complètement mal spécifié. La faiblesse des résultats et le fait que plusieurs coefficients ne soient pas significatifs proviennent soit de l'emploi d'une forme trimestrielle pour la variable dépendante soit de l'oubli d'inclure le taux de chômage courant

³Comme dans les modèles "annuels" du tableau CXV, nous n'avons pas utilisé $1/U_p^2$ dans ces régressions.

ou quelques-uns des "intrus" habituels, judicieusement choisis. La conclusion à propos de la spécification erronée découle des résultats beaucoup plus significatifs obtenus avec la régression complète. Dans la mesure où le taux de chômage sert comme mesure principale de la tension du marché du travail, les résultats pour la courbe simple corroborent l'hypothèse qu'un marché tendu favorise une hausse plus rapide des salaires nominaux et laissent entrevoir que les résultats plus complets, qui sont difficiles à interpréter directement, vont dans le même sens. Il n'en demeure pas moins que les résultats les plus significatifs ne révèlent pas de schéma défini.

MODELES POUR LES INDICES GLOBAUX, VERSIONS MENSUELLES ET ANNUELLES

Nous avons examiné dans quelle mesure l'emploi de périodes autres qu'un trimestre modifierait les résultats en explorant les formes mensuelles et annuelles des modèles. Les modèles mensuels envisagent forcément les gains horaires moyens et la rémunération hebdomadaire moyenne. Les modèles annuels ont l'avantage de nous permettre d'examiner l'indice des salaires du ministère du travail. Avec le modèle annuel, l'ennui est que les conditions affectant les variations de salaire peuvent très bien se produire au cours de la même année, si bien que les modèles employant uniquement des valeurs décalées des variables indépendantes risquent de passer à côté des mécanismes à l'oeuvre, alors que les modèles ayant recours aux valeurs courantes s'exposent aux problèmes d'identification que nous avons discutés précédemment. Le même argument vaut pour les modèles trimestriels, ce qui nous justifie d'essayer des équations mensuelles. Un autre inconvénient des modèles annuels est le petit nombre d'observations disponible. Encore une fois les modèles mensuels paraissent préférables à ce point de vue, bien que le recours aux données mensuelles maximise probablement aussi les erreurs résiduelles dans les équations.

Le tableau CXVII présente les modèles mensuels ajustés. Les variables avec une spécification en "L" dans l'équation (2.1) sont représentées par leur valeur décalée d'un mois, leur moyenne au cours des trois mois précédents ainsi que par leur moyenne au cours de l'année précédente et cette moyenne décalée d'un an. Alors que les résultats de fond

sont les mêmes, la forme T_1 de la tension du marché du travail donne le meilleur ajustement et $1/U^2$ est généralement meilleur que $1/U_p^2$, et c'est pourquoi nous ne présentons que ces versions. Nous utilisons la technique Hildreth-Lu pour traiter l'autocorrélation dans les équations.

Les résultats se rapprochent de ceux obtenus avec les modèles trimestriels. Comme on pouvait s'y attendre, les valeurs de \bar{R}^2 sont beaucoup plus faibles qu'au tableau CXIV; mais elles sont significatives et, en réalité, étrangement fortes si on se rappelle la faiblesse des données et l'emploi de taux de variation mensuels.

Les termes décalés des variations de salaire ont de forts coefficients négatifs qui ne sont pas entièrement contrebalancés par les termes des variations de prix. L'effet global de la raison inverse du taux de chômage est également négatif. Il en est de même pour les variables de la tension du marché du travail V/ER et VU/V . La variable de "tension" avec un effet positif est surtout le rapport des postes restés vacants à la main-d'oeuvre, VU/L . Dans l'ensemble, la variable de productivité, Z_2 , a aussi un effet positif, sauf pour DAWWS version du mois du minimum. Il s'agit là aussi de l'unique occasion où les estimations par points ne suggèrent pas fortement que les variations récentes dans la productivité ont un effet négatif prononcé sur les variations de prix. Ces résultats sont fondamentalement les mêmes que ceux présentés au tableau CXIV pour DAWWS et DAHE dans la version désaisonnalisée des modèles trimestriels.

Les modèles du tableau CXVII sont bien entendu caractérisés par l'absence de signification d'un grand nombre de coefficients individuels et par l'imprécision qui en résulte dans les estimations par points. L'élimination successive des coefficients non significatifs jusqu'à ce que seuls les coefficients significatifs demeurent ne modifie pas pour autant les conclusions, sauf dans la mesure où certaines variables sont complètement éliminées. Les coefficients qui en résultent sont présentés au tableau CXVIII et expriment essentiellement la même chose que ceux du tableau CXVII.

Les modèles annuels emploient les moyennes annuelles des variables comme variables indépendantes. Les équations sont ajustées séparément à l'aide des valeurs courantes de ces variables (sauf les salaires décalés) et de leurs valeurs décalées d'un an. Les variations dans la rémunération hebdomadaire moyenne et les gains horaires moyens sont calculés comme le taux moyen de variation du quatrième trimestre (au quatrième trimestre. Les accords de salaire se rapportent au taux moyen de variation dans des contrats signés au cours de l'année civile, pondéré par le nombre d'employés impliqués. L'indice des salaires se rapporte à la fin du troisième trimestre et les moyennes annuelles utilisés dans les régressions pour cet indice incluent le dernier trimestre de l'année précédente et les trois premiers trimestres de l'année en cours. La dernière observation sur l'indice des salaires date de 1969, qui est aussi l'année de la dernière observation pour DAWWS et DAHE. La série sur les accords de salaire a été arrêtée en 1968. La première observation utilisée remonte à 1955. Nous n'avons pas recours au terme t^2 dans ces modèles.

Nous avons essayé et T_1 et T_2 comme variable de tension. Nous ne présentons que les résultats de T_1 , qui sont supérieurs dans la plupart des cas. De même, nous avons trouvé que l'emploi de $1/U_p^2$ au lieu de $1/U^2$ n'avait que peu d'effet et nous n'avons poursuivi seulement qu'avec $1/U^2$. Nous avons ajusté aussi bien les versions désaisonnalisées que les versions du mois du minimum. Dans le cas de DWS et de DWI (taux de variation de l'indice des prix) seules les variables indépendantes ont été modifiées, aucune des variables dépendantes n'étant désaisonnalisée. Le terme t^2 a été retranché de la spécification en raison du petit nombre d'observations et la technique Hildreth-Lu a été utilisé pour traiter l'autocorrélation des résidus.

Les résultats des modèles annuels apparaissent au tableau CXIX. A la lumière des résultats antérieurs, il n'est pas surprenant que les valeurs de \bar{R}^2 soient généralement très élevées. |Etant donné la rareté des observations,| il n'est pas étonnant non plus que peu de coefficients individuels soient significatifs. Pour aider à concentrer sur les résultats, nous présentons au tableau CXX les nouvelles

versions des équations après l'élimination des coefficients non significatifs. Inutile de préciser que ces équations sont difficiles à comparer les une aux autres parce qu'elles en comprennent pas les mêmes variables.

Les modèles annuels affichent moins de particularités importantes que les modèles mensuels et trimestriels examinés précédemment. Quoique des coefficients de salaire décalés négatifs se rencontrent dans plusieurs des équations, il est relativement rare qu'ils dépassent l'unité en valeur absolue; il en est de même aussi de la somme des coefficients pour les variations de prix et pour les variations de salaire. A plusieurs reprises, le carré de la raison inverse du taux de chômage a un coefficient positif au lieu de négatif. Tous ces coefficients sont éliminés dans les équations désaisonnalisées; dans les équations du mois du minimum, seuls demeurent les coefficients positifs pour DAHE et DWI. Pour les autres variables de "tension", les signes varient selon les équations et on ne saurait certainement pas affirmer que chaque variable susceptible de représenter la tension a tendance à augmenter le taux de variation dans les salaires. La variable de productivité, Z_2 , tend à avoir un effet positif sur les variations de salaire dans les équations désaisonnalisées; mais avec les données du mois du minimum, cet effet lorsque significatif, est généralement négatif.

Dans les modèles complet, l'emploi de données du mois du minimum produit toujours une erreur-type d'estimation plus faible pour DWS et DWI, les deux variables dépendantes qui ne changent pas lorsqu'on se sert des différents types de données⁴. Ce n'est pas le cas de DWS dans les modèles trimestriels. A chaque occasion, le modèle "courant" produit des erreurs-types plus faibles que le modèle "décalé". Malheureusement, un tel résultat ne saurait forcément indiquer que le modèle courant représente plus adéquatement les variations de salaire; il peut refléter les difficultés d'identification exposées au chapitre deux.

Parmi les modèles annuels, les plus intéressants sont

⁴Les valeurs de \bar{R}^2 ne sont pas comparables, puisqu'elles se rapportent à la variance après la transformation du décalage -p et que les valeurs de p varient selon les équations.

peut-être ceux sur l'indice des salaires, une variable qui ne peut être étudiée à des intervalles plus fréquents et qui semble pourtant être la meilleure mesure disponible sur les niveaux de salaire. Malheureusement, dans les modèles du mois du minimum, le meilleur, aucun coefficient n'est significatif, alors que les nouveaux coefficients qui résultent de l'élimination des derniers sont quelque peu arbitraires. On remarquera que $1/U^2$ obtient un coefficient positif qui subsiste dans la version finale des modèles du mois du minimum. Les termes des variations de salaire et des variations de prix ont tendance à avoir des coefficients de signe opposé et qu'on élimine. Dans l'ensemble cependant, le manque d'observations rend ces modèles annuels peu révélateurs et la seule conclusion à tirer est que la série des modèles annuels n'apporte aucune véritable preuve à l'appui des diverses hypothèses.

VARIABLES ADDITIONNELLES

Une explication possible aux résultats déconcertant ou décevants que nous avons obtenus réside dans le fait d'avoir omis certains variables importantes. Trois de ces variables semblent particulièrement prometteuses. Dans cette section, nous allons étudier leur effet sur les modèles mensuels⁵ et trimestriels.

Les salaires au Etats-Unis sont la première variable examinée. Entre plusieurs formes possibles, la plus prometteuse semble le rapport entre les gains horaires moyens dans l'industrie manufacturière au Canada et aux Etats-Unis, (W_c/W_{us}) . La seconde variable est le rapport du temps (en jours-hommes) perdu dans les conflits de travail, et recueilli par le ministère du travail du Canada, au nombre d'employés déclaré, (TLS). Sylos-Labini (1971) et Swidinsky (1971) ont utilisé une variable de ce genre. La dernière variable envisagée est la variance interrégionale des taux de chômage, une variable du genre de celle suggérée par Archibald (1967) pour capter l'inégalité des pressions de la demande dans différents marchés du travail. Comme il y a des écarts persistants dans le taux de chômage

⁵Nous ne discutons pas les modèles annuels car le manque d'observation nous empêche d'obtenir des résultats utiles quelconques.

entre les régions, nous avons d'abord soustrait des données les moyennes régionales du taux de chômage au cours de la période 1953-1970. Nous avons ensuite calculé les variances pondérées de ces écarts entre les cinq régions à partir de la moyenne pondérée pour chaque observation, (RVAR). Les pondérations utilisées sont les proportions de la main-d'oeuvre dans chaque région.

Nous avons introduit chacune de ces variables séparément dans chacun des modèles trimestriels sur les salaires du tableau CXIII sous forme de leur valeur trimestrielle décalée, la moyenne au cours des quatre trimestres précédents, et cette variable décalée d'un an. Nous les avons également employées ensemble. Enfin, nous les avons introduites dans les modèles mensuels du tableau CXVII sous forme de leur valeur mensuelle décalée, leur valeur trimestrielle, la moyenne annuelle et cette moyenne décalée d'un an. Il s'est avéré impossible de les introduire toutes simultanément dans les modèles mensuels, et, pour gagner du temps, nous n'avons alors pas effectué la transformation de Hildreth-Lu.

Le tableau CXXI résume les résultats des modèles trimestriels et le tableau CXXII, ceux des modèles mensuels. Nous nous y attachons à trouver d'abord quels sont les coefficients estimatifs de ces variables additionnelles, puis s'ils sont significativement différents de zéro, et enfin si leur inclusion dans les modèles en modifie les caractéristiques au chapitre des variations de salaires et des variations de prix, caractéristiques qui sont justement si particulières. Ce dernier aspect est rapporté en termes de la somme des coefficients pour les variables des variations de salaire et des variations de prix, et le précédent, en termes des valeurs de F pour l'hypothèse que tous les coefficients sont zéro.

Quoique ces variables additionnelles semblent jouer un certain rôle, les indications ne sont pas fortes. Dans l'ensemble des modèles trimestriels, la statistique F est significative pour DAWWS, version désaisonnalisée et pour DAHE, version du mois du minimum. Dans le premier cas, les coefficients doivent leur signification aux variables sur le temps perdu et sur la variance régionale, dont les coefficients dans le modèle complet sont très semblables à ceux qui apparaissent au tableau CXXI. Il est à remarquer

que la signification provient avant tout des valeurs annuelles et de ces valeurs décalées d'un an. Dans le second cas, les trois variables contribuent à la signification, bien que chacune soit non significative lorsqu'introduite séparément. Ce sont encore les valeurs annuelles qui sont significatives et les signes sont ceux qui figurent au tableau CXXI. La seule autre variable qui est assez forte est celle du temps perdu dans l'équation du mois du minimum pour DAWWS.

Les seules variables additionnelles significativement fortes dans les modèles mensuels sont le temps perdu dans la version désaisonnalisée de DAHE et la variance régionale dans l'équation désaisonnalisée pour DAWWS.

Les signes des effets d'ensemble des variables additionnelles sont les mêmes dans la plupart des équations, les exceptions les plus remarquables étant les signes de W_c/W_{us} et de TLS dans les équations sur les accords de salaire. Comme il fallait s'y attendre, le salaire relatif par rapport aux Etats-Unis a des coefficients négatifs. L'effet des grèves est positif, avec un assez long décalage, comme l'indique la vigueur de la moyenne annuelle. Bien entendu, on doit se rappeler que les variables dépendantes sont les données sur les gains. L'effet de la variance régionale a tendance à être positif mais il est moins uniforme que dans les autres cas.

A deux reprises seulement l'inclusion des variables additionnelles améliore-t-elle substantiellement la situation au chapitre des coefficients des variations de salaires et de prix. Les deux cas impliquent les équations trimestrielles version du mois du minimum lorsque toutes les variables additionnelles sont utilisées. Pour DAWWS, cela conduit à une somme positive de coefficients supérieure aux coefficients négatifs des variations de prix. Il faut cependant souligner que le seul de ces coefficients qui soit significatif se présente pour la variable trimestrielle décalée des variations de salaire et que sa valeur est de -0.833 . Pour DAHE version du mois du minimum, la somme des coefficients atteint -2.5 pour les salaires et -3.9 pour les prix. Bien que ce résultat ne soit pas encore très satisfaisant, il est acceptable que le phénomène habituel d'un effet négatif global très prononcé. Cette conclusion s'applique aussi aux autres cas.

Il est évident que l'emploi des variables additionnelles suggère des possibilités intéressantes. Il est non moins évident que l'impression générale ressentie est que les modèles continuent à ne pas être satisfaisants. Mais des limites de temps nous ont empêché d'approfondir nos recherches.

MODELES SECTORIELS

Aux fins de la présente étude, il s'est avéré impossible d'étendre les modèles sur les salaires aux divers secteurs autrement que sur une base mensuelle. Les variables dépendantes étaient les taux mensuels de variation dans la rémunération hebdomadaire moyenne et les gains horaires moyens pour les huit divisions examinées au chapitre sept.

Les résultats du chapitre sept ont révélé qu'aussi bien les variables au niveau sectoriel que celles au niveau de l'agrégat industriel pouvaient jouer un rôle. En même temps, les résultats dans les premières parties de ce chapitre indiquent que l'emploi de la spécification courante avec décalage de la moyenne pour toutes les valeurs n'aboutit probablement à des résultats intelligibles et que, de toute façon, il s'avère impossible d'estimer tous les coefficients des variables en cause tant au niveau sectoriel qu'au niveau de l'agrégat industriel en se servant de cette spécification.

La spécification adoptée entraîne l'emploi des seules moyennes trimestrielles et annuelles des variables, les deux moyennes couvrant la période qui s'étend jusqu'au mois courant mais sans inclure celui-ci. La spécification utilise une définition de la tension du marché du travail qui englobe les rapports des postes vacants disponibles au nombre d'employés déclaré, celui des postes restés vacants à la main-d'oeuvre, et enfin celui des postes restés vacants aux postes vacants disponibles. Cette spécification a généralement produit des résultats un peu meilleurs que l'alternative faisant intervenir le rapport des postes vacants disponibles au chômage et celui des postes restés vacants aux postes vacants disponibles. Nous avons inclus les salaires relatifs, (W_i/W) , sous la forme du rapport entre les chiffres sectoriels et les chiffres pour l'agrégat industriel dans le cas de la rémunération hebdomadaire moyenne, et sous la forme du rapport entre les chiffres sectoriels et les chiffres globaux dans le cas de l'industrie minière,

l'industrie manufacturière et la construction qui utilisent les gains horaires moyens. Nous avons également utilisé le rapport entre les gains horaires moyens dans l'industrie manufacturière au Canada et dans l'industrie manufacturière aux Etats-Unis, (W_c/W_{us}) , ainsi que le rapport du temps perdu en jours-hommes dans les conflits de travail au nombre d'employés déclaré dans la division (TLS_1) , dont seule la valeur trimestrielle a servi⁶. Nous avons enfin employé le rapport mensuel des placements au nombre d'employés déclaré, la tendance ainsi que son carré. Nous n'avons eu recours à la technique Hildreth-Lu que lorsque la statistique Durbin-Watson indiquait la présence d'une substantielle autocorrélation des résidus.

Les résultats obtenus avec cette spécification apparaissent au tableau CXXIII; un indice "i" y dénote que la variable est spécifique à une industrie. Leur caractéristique la plus remarquable est que l'ajustement des équations y est en général plutôt rudimentaire. Toutes les équations sans exception sont significatives au seuil de .10 et presque toutes le sont au-delà du seuil de .01. Allant de pair avec cette caractéristique est un manque de précision dans les estimations, manque de précision qui rend la plupart des coefficients non significativement différent de zéro et qui rend difficile la comparaison entre les diverses équations. Cette difficulté subsiste dans une très grande mesure après l'élimination progressive des coefficients non significatifs, car alors les formes varient selon les équations. Les résultats de cette opération⁷ figurent au tableau CXXIV.

Bien que ce ne soit pas toujours le cas, un très grand nombre d'équations ont des coefficients négatifs pour les termes décalés des variations de salaire dont la somme est inférieure à moins l'unité. En particulier, il en est ainsi de la plupart des coefficients des variations de salaire qui subsistent après l'élimination des variables non significatives. Même si parfois cet effet est largement con-

⁶Nous avons dû adopter cette spécification avant de connaître les résultats exposés à la section précédente.

⁷C'est par mégarde que t a été éliminé à quelques reprises, alors que t^2 restait significatif et ce sont pas ces résultats que nous présentons.

trebalancé par les coefficients positifs pour le taux de variation de l'Indice des prix à la consommation, dans une foule d'autre cas, l'effet en question est extrêmement léger, ou encore cette variable renforce effectivement les effets aux taux décalés des variations de salaire. Ainsi, les modèles au niveau des divisions industrielles conservent une particularité importante des modèles au niveau de l'agrégat industriel.

Dans ces modèles, il y a deux autres compensations possibles parmi les variables décalées des salaires aux indications fournies par le taux de variation des salaires. La première est le terme des salaires relatifs, W_i/W . Les coefficients de cette variable sont presque toujours négatifs, et leur somme, au moins, l'est dans les versions trimestrielles et annuelles. Ceci s'applique en particulier à tous les coefficients qui subsistent après l'élimination. Cette série de coefficients a ainsi tendance à renforcer les effets de DW_i . L'autre compensation, moins directement reliée, est le rapport des salaires canadiens à ceux des Etats-Unis. Aussi souvent qu'autrement, cette variable a un effet total positif, sauf, manifestement, dans le cas de l'équation du mois du minimum pour DAHE dans l'industrie manufacturière. Comme le terme des salaires relatifs est basé sur les gains horaires moyens dans cette industrie, le cas est des plus importants. Si la perception des salaires courants est fondée sur les salaires dans l'ensemble de l'économie ou sur ceux aux Etats-Unis, on pourrait s'attendre à des coefficients négatifs pour ces variables.

Ainsi, l'énigme des compensations négatives pour les variations de salaire subsiste dans la plupart de ces équations. L'autre principal élément intrigant est l'absence de tout schéma défini dans les effets des autres variables. Evidemment, cela n'a rien de surprenant à la lumière des résultats du chapitre sept et signifie en fait qu'il ne ressort aucune interprétation étayée ou directe des effets des différents facteurs de la tension du marché du travail. Par exemple, la raison inverse du carré du taux de chômage a parfois un coefficient positif, et parfois négatif. Et ce, à la fois dans les équations complètes et dans les occasions où on tient compte seulement des variables du taux de chômage qui subsistent. Le même genre de différences apparaît aussi à propos des diverses variables impliquant les

postes vacants. En outre, les coefficients pour les formes trimestrielles et annuelles suggèrent parfois une interprétation différente en ce sens que l'effet qui s'applique semble être en termes des différences entre le trimestre et l'année. Evidemment, cet effet disparaît lorsque seulement l'une des deux formes demeure. Dans le même ordre d'idées, les variables au niveau de l'agrégat industriel renforcent parfois les variables sectorielles des divisions ou ont parfois un effet contraire. Il faut souligner que les deux formes d'une variable donnée échappent assez fréquemment à l'élimination.

Il est douteux que l'on ait intérêt à analyser ces résultats plus en profondeur; les tableaux se passent de commentaires. Manifestement, rien de très satisfaisant n'émerge comme schéma de la détermination des salaires. Quant à savoir si l'emploi de nouvelles variables de salaire⁸ ou de formes différentes peut améliorer la situation est encore une question en suspens; mais les résultats obtenus jusqu'ici dans cette étude nous permettent d'en douter.

CONCLUSION

Les considérations théoriques soulevés au chapitre deux et les difficultés économétriques exposées au chapitre trois laissaient entrevoir que le processus de détermination des salaires était en grande partie inconnu et pourrait ne pas être révélé par des recherches sur le genre de données dont nous disposions. Essentiellement, les résultats de ce chapitre ne peuvent que confirmer le sérieux d'une telle possibilité.

Les réponses apportées par les résultats aux quatre questions posées dans l'introduction de ce chapitre sont les suivantes:

- 1) Le taux de chômage ne représente pas tout à fait adéquatement les conditions sur les marchés du travail; d'autres variables reliées aux postes vacants et à la productivité semblent importantes également. Certes, notre étude a été surtout basée sur l'emploi de la raison inverse du carré du taux de chômage, mais des recherches fragmentaires poursuivies en même temps que

⁸Le manque de temps nous a empêché d'étudier les modèles annuels.

les principales estimations révèlent que cette forme donne les meilleurs résultats et que d'autres formes n'élimineraient pas le rôle des autres variables.

- 2) Les autres variables ne font pas simplement que renforcer les impressions qui se dégagent des équations plus simples. Le taux de chômage est souvent affecté du signe "erronné". Même si les équations peuvent faire ressortir en réalité que la tension du marché du travail accroît le taux de variation des salaires, ce n'est pas évident dans les équations. Probablement que seul un exercice de simulation révèlerait s'il en est bien ainsi. Mais un tel exercice dépasse le cadre de cette étude et serait d'une validité douteuse étant donné la nature ad hoc de la spécification.
- 3) Quel que soit le rôle joué dans le modèle par les anticipation au sujet des salaires et des prix, nos résultats ne le font probablement pas ressortir ou si oui, il s'agit d'un rôle fort étrange. Il est probable que la cause du phénomène est double: d'une part, la faiblesse des données, d'autre part, la probabilité que, dans la formation des perceptions sur la tension du marché du travail à partir de l'expérience passée, on tienne compte des conditions de variation des salaires qui les accompagnent. Au point de vue économétrique, un tel comportement s'introduirait dans les coefficients des variations passées des salaires et des prix et en modifierait le sens de façon à ne pas révéler l'effet des anticipations au sujet des salaires ou des prix sur les variations de salaire.
- 4) Il semble que des décalages d'une durée considérable soient à l'oeuvre, pour lesquels les estimations ne suggèrent aucun schéma très simple.

Ajoutés aux résultats variés obtenus à la suite de l'examen des différentes variables des variation de salaire et différentes méthodes pour traiter la saisonnalité, ces résultats laissent à entendre qu'une simple étude empirique des données globales sur les salaires ne saurait révéler l'origine du processus de détermination des salaires. Ils jettent aussi un doute sur la validité de la méthode qui consiste à imposer aux données des formes simples et a priori.

TABLEAU CXII

MODELES DE SALAIRES -- AGREGAT INDUSTRIEL -- DONNEES TRIMESTRIELLES

ERREURS-TYPE D'EVALUATION POUR DIVERSES SPECIFICATIONS^a

<u>A. Gains hebdomadaires moyens</u>				
	Données désaisonnalisées		Mois du minimum	
	(2.1)	(2.2)	(2.1)	(2.2)
	ou	ou	ou	ou
	<u>(2.3)</u>	<u>(2.4)</u>	<u>(2.3)</u>	<u>(2.4)</u>
(2.1) ou (2.2) avec U	0.432	0.473	0.601	0.670
(2.1) ou (2.2) avec UP	0.436	0.473	0.602	0.674
(2.3) ou (2.4) avec U	0.496	0.470	0.837	0.877
(2.3) ou (2.4) avec UP	0.497	0.468	0.825	0.836
<u>B. Gains horaires moyens</u>				
(2.1) ou (2.2) avec U	0.327	0.337	0.429	0.667
(2.1) ou (2.2) avec UP	0.306	0.355	0.426	0.684
(2.3) ou (2.4) avec U	0.402	0.373	0.643	0.721
(2.3) ou (2.4) avec UP	0.397	0.376	0.642	0.720

TABLEAU CXII (suite)

	<u>C. Accords salariaux</u>			
	Données désaisonnalisées		Mois du minimum	
(2.1) ou (2.2) avec U	0.881	1.121	0.983	1.180
(2.1) ou (2.2) avec UP	0.779	1.108	0.955	1.163
(2.3) ou (2.4) avec U	1.083	1.212	1.043	1.160
(2.3) ou (2.4) avec UP	1.038	1.132	1.198	1.053

^a Toutes les erreurs-type ont été multipliées par 100; la variable dépendante est exprimée en pourcentage.

TABLEAU CXIII

MODELES DE SALAIRES -- AGREGAT INDUSTRIEL -- DONNEES TRIMESTRIELLES

ESTIMATIONS POUR LES PREMIERES SPECIFICATIONS CHOISIES

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum	
	Gains hebdomadaires moyens	Gains horaires moyens	Accords salariaux	Gains hebdomadaires moyens	Gains horaires moyens
K	4.533 ^a	0.309 ^a	-0.120	0.127	-0.168
t	-0.805 ^a	0.082 ^a	-2.164 ^a	-0.125 ^a	-0.907 ^{ax}
t ²	0.065 ^{ax}	0.075 ^{az}	-0.079 ^a	0.091 ^{ay}	0.092 ^{az}
Z ₋₁	-4.826 ^x	-2.094 ^x	-13.278 ^y	5.381 ^z	3.604 ^z
Z	8.317 ^y	1.303	9.208	-5.537	3.661
Z ₋₄	2.226	0.460	22.884	1.215 ^x	0.795
V/ER ₋₁ ou V/U ₋₁	-0.658 ^b	0.648 ^b	1.706	2.786 ^x	-3.302 ^y
V/ER ou V/U	-3.950 ^x	-3.971 ^y	3.901	-1.313	2.188

TABLEAU CXIII (suite)

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum	
	Gains hebdomadaires moyens	Gains horaires moyens	Accords salariaux	Gains hebdomadaires moyens	Gains horaires moyens
$\overline{V/ER}_{-4}$ ou $\overline{V/U}_{-4}$	-3.117 ^x	-3.675 ^z	-2.488	-3.438	-3.931 ^y
$\overline{VU/L}_{-1}^e$	-0.048	-0.059	-0.187	-0.067	0.135 ^z
$\overline{VU/L}$	0.476 ^y	0.371 ^y	-0.575	0.146	-0.098
$\overline{VU/L}_{-4}$	0.300	0.339 ^y	-0.704	0.368	0.404 ^x
$\overline{VU/V}_{-1}$	0.078	0.031	0.217	0.044	-0.169 ^y
$\overline{VU/V}$	-0.481	-0.425	1.701	-0.121	0.318
$\overline{VU/V}_{-4}$	-0.535 ^x	-0.676 ^y	1.774 ^x	-0.346	-0.611 ^y
$1/U_{-1}^2$	0.005	-0.023 ^e	-0.258 ^{ex}	0.364	0.209
$\overline{1/U^2}$	-0.116 ^y	-0.183	1.456 ^z	-1.254	-0.101
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-0.040	-0.482 ^y	1.757 ^z	-1.264	-0.873

TABLEAU CXIII (suite)

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum	
	Gains hebdomadaires moyens	Gains horaires moyens	Accords salariaux	Gains hebdomadaires moyens	Gains horaires moyens
DW ₋₁	-0.151	-0.219	-0.228	-0.392	-0.678 ^z
\overline{DW}	-1.621 ^y	-1.775 ^z	-1.969 ^z	-1.895 ^x	-2.058 ^z
\overline{DW}_{-4}	-0.282	-0.091	-1.113 ^z	-0.728	-0.311
DP ₋₁	0.141	0.161	0.839	0.119	-0.075
\overline{DP}	-0.320	0.868	2.849	-0.399	0.693
\overline{DP}_{-4}	-0.016	-0.321	1.685	-1.224	-0.151
P/ER ₋₁	3.227 ^y	0.234	10.079 ^z	-6.087 ^z	2.913
\overline{R}^2	0.466	0.781	0.860	0.663	0.802
S.E.E.	0.432 ^a	0.306 ^a	0.779 ^a	0.601 ^a	0.429
D.W.	2.921	2.566	2.894	2.607	2.264

^a Multiplié par 100

^e On a utilisé $1/UP^2$

^z Significatif au niveau .01

^b On a utilisé V/ER

^f Les coefficients ont été divisés par 100

^c Multiplié par .1

^x Significatif au niveau .10

^d On a utilisé V/U

^y Significatif au niveau .05

TABLEAU CXIV
 MODELES DE SALAIRES -- AGREGAT INDUSTRIEL -- DONNEES TRIMESTRIELLES
 MODELES TENANT COMPTE DE L'AUTO-CORRELATION ET DE DIVERS TRAITEMENTS DES SALAIRES DECALES
 ESTIMATIONS DES EQUATIONS
 A. Données désaisonnalisées

Variable	DAWWS		DAHE		DWS	
	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L. ^a	Utilisant DAWWS
K	0.139	0.314	0.260	0.562	-1.467	-3.017 ^z
t	-0.433 ^b	0.385 ^b	-0.010	0.461 ^b	-2.636 ^{bx}	-5.246 ^{bz}
t ²	0.056 ^{bx}	0.047 ^b	0.076 ^{bz}	0.130 ^{by}	-0.072 ^b	-0.370 ^{bz}
z ² ₋₁	-3.672	-6.675	-2.986 ^x	-0.580	-15.725 ^y	1.112
$\overline{z^2}$	5.931 ^x	7.482	3.917	-0.272	14.298 ^x	27.243 ^z
$\overline{z^2}_{-4}$	0.063	-4.575	-0.027	-1.673	25.179 ^y	18.868 ^y
V/ER ₋₁	-1.489	-1.675	1.285	3.127 ^z	-3.664	-5.889 ^x
$\overline{V/ER}$	-3.065	-3.848	-4.420 ^z	-5.998 ^y	4.113	16.852 ^z
$\overline{V/ER}_{-4}$	-2.430	-0.629	-3.300 ^z	-4.549 ^z	4.775	10.036 ^y

TABLEAU CXIV

Variable	DAWWS		DAHE		DWS	
	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L. ^a	Utilisant DAWWS
VU/L_{-1}	0.015	0.021	-0.089	-0.147 ^x	-0.132	0.157
$\overline{VU/L}$	0.392 ^y	0.403	0.402 ^z	0.528 ^y	-0.581	-1.816 ^z
$\overline{VU/L}_{-4}$	0.231	0.038	0.312 ^z	0.445 ^y	-0.916 ^y	-1.237 ^z
VU/V_{-1}	-0.038	-0.052	0.011	0.142	0.181	0.001
$\overline{VU/V}$	-0.383	0.489	-0.550 ^y	-0.991 ^y	1.679 ^x	3.810 ^z
$\overline{VU/V}_{-4}$	-0.415	-0.069	-0.643 ^z	-0.816 ^y	2.122 ^z	2.364 ^z
$1/U_{-1}^2$	-0.005	-0.033	-0.027 ^d	-0.046 ^d	-0.250 ^{dz}	-0.341 ^{dz}
$\overline{1/U^2}$	-0.940 ^x	-0.718	-0.209 ^x	-0.164	1.330 ^z	2.091 ^z
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-0.321	0.063	-0.425 ^z	-0.575 ^y	1.948 ^z	2.706 ^z
DW_{-1}	0.070	-0.025	0.002	-0.087	-0.076	0.131
\overline{DW}	-1.556 ^x	-0.167	-1.590 ^z	-0.356 ^x	-1.956 ^z	-0.546

TABLEAU CXIV (suite)

Variable	DAWWS		DAHE		DWS	
	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L. ^a	Utilisant DAWWS
\overline{DW}_{-4}	-0.408	-0.180	0.069	0.092	-1.191 ^z	-2.941 ^y
DP ₋₁	-0.004	0.028	0.247	0.150	1.293 ^z	1.464 ^y
\overline{DP}	-0.223	-0.265	0.518	-0.745	2.897 ^x	-0.765
\overline{DP}_{-4}	0.329	0.275	-0.530	-2.241 ^y	2.740	0.566
P/ER ₋₁	2.961 ^y	3.365	0.114	-4.110 ^y	13.463 ^z	10.890 ^z
S.E.E.	0.410 ^b	0.461 ^b	0.277 ^b	0.318 ^b	0.651 ^b	0.812 ^b
\overline{R}^2 ^c	0.667	0.547	0.906	0.875	0.958	0.938
ρ	-0.456	-0.493	-0.543	-0.713	-0.614	-0.658

^a H.L. - Hildreth-Lu^b Multiplié par 100^c Calculé avec les transformations de p décalé^d On a utilisé 1/UP²^e Les coefficients ont été divisés par 100^x Significatif au niveau .10^y Significatif au niveau .05^z Significatif au niveau .01

TABLEAU CXIV (suite)

B. Mois du minimum

Variable	DAWWS		DAHE	
	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L.	Utilisant DWS
K	-0.005	0.195	-0.149	-0.020
t	-0.547 ^b	0.054 ^b	-0.759 ^{bx}	-0.279 ^b
t ²	0.070 ^z	0.108 ^{bx}	0.073 ^{bz}	-0.007 ^b
\bar{z}_{-1}^2	4.835 ^z	3.197 ^z	3.684 ^z	6.089 ^z
\bar{z}^2	-1.944	-3.238	2.137	-2.925
\bar{z}_{-4}^2	1.013 ^z	0.591	0.591	-0.501
V/ER ₋₁	-2.778 ^z	-0.631	-3.196 ^z	-0.389
$\overline{V/ER}$	-0.124	-3.260 ^y	1.107	-1.468
$\overline{V/ER}_{-4}$	-2.932	-1.301	-2.823 ^x	-2.602
VU/L ₋₁ ^e	0.117 ^z	0.024	0.121 ^z	0.031

TABLEAU CXIV (suite)

Variable	DAWWS		DAHE	
	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L.	Utilisant DWS
$\overline{VU/L}$	0.146	0.383 ^y	0.027	0.075
$\overline{VU/L}_{-4}$	0.238	0.090	0.247	0.108
VU/V_{-1}	-0.225 ^z	-0.141 ^y	-0.194 ^z	-0.154 ^y
$\overline{VU/V}$	0.164	-0.421 ^y	0.296 ^x	0.254
$\overline{VU/V}_{-4}$	-0.294	-0.071	-0.426 ^z	-0.137
$1/U^2_{-1}$	-0.035	-0.927 ^y	-0.304	-1.045 ^y
$\overline{1/U^2}$	-1.293 ^x	0.028	-0.007	0.800
$\overline{1/U^2}_{-4}$	0.009	-0.049	-0.266	1.272 ^x
DW_{-1}	0.282 ^y	-0.040	-0.337 ^y	-0.086
\overline{DW}	-2.813 ^z	-0.550 ^x	-2.478 ^z	-0.591 ^x
\overline{DW}_{-4}	-1.794 ^z	-0.002	-0.080	0.089

TABLEAU CXIV (suite)

Variable	DAWWS		DAHE	
	H.L. ^a	Utilisant DWS	H.L.	Utilisant DWS
DP ₋₁	0.018	-0.209	-0.105	0.236
\overline{DP}	-0.324	-1.537 ^y	0.384	-0.144
\overline{DP}_{-4}	0.051	-0.830	0.251	-1.589 ^x
P/ER ₋₁	2.648 ^x	0.927	3.999 ^y	1.625
S.E.E.	0.377 ^b	0.434 ^b	0.403 ^b	0.417 ^b
\overline{R}^2 ^c	0.906	0.887	0.882	0.887
ρ	-0.753	-0.902	-0.665	-0.924

TABLEAU CXV

MODELES DE SALAIRES -- AGREGAT INDUSTRIEL -- DONNEES TRIMESTRIELLES

ESTIMATIONS POUR LES SPECIFICATIONS PLUS SIMPLES

A. Données désaisonnalisées

Variable	DAWWS		DAHE		DWS	
K	0.208	0.181 ^y	6.428 ^a	3.111 ^{az}	-0.644	7.046 ^z
t	0.123 ^a	0.275 ^a	-0.116 ^a	-0.043 ^{az}	1.067 ^a	-
t ²	0.036 ^a	0.017 ^{ay}	0.033 ^{ay}	0.016 ^{az}	-0.091 ^a	-
\bar{z}^2	0.915	0.807	1.064	-	-6.666	-4.581 ^x
\bar{z}_{-4}^2	-2.774	-3.552 ^y	-0.450	-	20.990 ^x	5.896 ^y
$\overline{V/ER}$	-2.266 ^y	-1.830 ^z	-1.134	-0.696 ^z	5.039	-1.686 ^z
$\overline{V/ER}_{-4}$	-1.272	-0.199 ^x	-1.096	-0.452 ^z	-1.583	-0.852 ^z
$\overline{VU/L}$	0.236 ^y	0.148 ^z	0.108	0.755 ^z	-0.758 ^y	-
$\overline{VU/L}_{-4}$	0.117	-	0.093	-	-0.168	-

TABLEAU CXV (suite)

Variable	DAWWS		DAHE		DWS	
$\overline{VU/V}$	-0.314	-0.203 ^x	-0.098	-	1.487 ^y	-
$\overline{1/U^2}$	-0.356	-	-0.008	-	2.545 ^z	1.131 ^z
$\overline{1/U^2}_{-4}$	-0.261	-	-0.277	-	1.529	-
\overline{DW}	-1.245 ^z	-1.074 ^z	-1.284 ^z	-1.237 ^z	-0.946 ^x	-
\overline{DP}	0.002	-	0.852 ^y	0.758 ^z	0.271	-
\overline{DP}_{-4}	0.027	-	-0.060	-	-0.978	-
ρ	-0.414	-0.388	-0.433	-0.369	-0.291	-0.266
$\overline{R^2}$	0.646	0.664	0.882	0.875	0.850	0.849
S.E.E.	0.413 ^a	0.398 ^a	0.291 ^a	0.287 ^a	0.989 ^a	0.977

TABLEAU CXV (suite)

B. Mois du minimum

Variable	DAWWS		DAHE	
K	0.277 ^z	0.226 ^z	0.016	0.016
t	0.459 ^{az}	0.376 ^{az}	-0.045 ^a	-0.067 ^a
t ²	0.032 ^{az}	0.030 ^{az}	0.023 ^{ax}	0.023 ^{az}
\bar{z}_{-1}^2	4.345 ^z	4.991 ^z	4.494 ^z	5.789 ^z
$\overline{z^2}$	-8.884 ^z	-8.622 ^z	-4.508	-5.635 ^z
V/ER ₋₁	-2.131 ^y	-0.627 ^z	2.703 ^y	-1.044 ^z
$\overline{V/ER}$	-1.850 ^y	-2.188 ^z	0.950	-
VU/L ₋₁	0.093 ^{by}	-	0.186 ^{by}	0.572 ^z
$\overline{VU/L}$	0.291 ^{bz}	0.295 ^{bz}	-0.039	-
VU/V ₋₁	-0.121 ^y	-	-0.084	-
$\overline{VU/V}$	-0.274 ^z	-0.321 ^z	0.077	-

TABLEAU CXV (suite)

Variable		DAWWS		DAHE	
$1/U_{-1}^2$	-0.156	-	0.217	0.312 ^y	
$\overline{1/U^2}$	-0.986 ^y	-0.858 ^y	0.098	-	
DW ₋₁	0.091	-	-0.762 ^z	-0.815 ^z	
DP ₋₁	-0.274	-	0.118	-	
\overline{DP}	-0.933 ^y	-0.921 ^z	-0.295	-	
P/ER ₋₁	1.044	-	1.925	-	
ρ	-0.815	-0.722	0.083	0.069	
$\overline{R^2}$	0.878	0.859	0.762	0.777	
S.E.E.	0.443 ^a	0.454 ^a	0.471 ^a	0.456 ^a	

^a Multiplié par 100

^b Divisé par 100

^x Significatif au niveau .10

^y Significatif au niveau .05

^z Significatif au niveau .01

TABLEAU CXVI
 MODELES DE SALAIRES -- AGREGAT INDUSTRIEL -- DONNEES TRIMESTRIELLES
 ESTIMATIONS DES REGRESSIONS, UTILISANT SEULEMENT LE CHOMAGE,
 LES SALAIRES ET LES PRIX

Variable	Données désaisonnalisées		Mois du minimum		
	DAWWS	DWS	DAWWS	DAHE	
A. Valeurs trimestrielles et annuelles					
K	0.268 ^y	0.609 ^y	3.043 ^{az}	0.474	0.106
1/U ₋₁ ²	0.174 ^z	0.031 ^c	-0.215 ^c	0.411	0.436
$\overline{1/U^2}$	-0.120 ^x	0.076	0.743 ^z	-0.122 ^c	-0.057
DW ₋₁	0.310 ^y	-0.453 ^z	-0.363 ^z	-0.167	-0.173
DP ₋₁	-0.502 ^y	0.120	0.403	0.214	0.070
\overline{DP}	1.097 ^z	1.081 ^y	1.836	0.870	0.981
$\overline{R^2}$	0.523	0.298	0.422	0.065	0.273
ρ	-0.450	0.562	0.532	-0.134	-0.154
S.E.E.	0.489 ^a	0.461 ^a	1.163 ^a	0.995 ^a	0.834 ^a

B. Valeurs annuelles et annuelles décalées

K	0.364 ^x	0.332	0.003 ^a	0.217 ^a	0.113 ^a
$\overline{1/U}^2$	0.139 ^y	0.244 ^z	0.580 ^z	0.236	0.427 ^x
$\overline{1/U}_{-4}^2$	-0.065	-0.160 ^y	-0.370 ^z	0.022	-0.193
\overline{DW}	0.040	-0.368	0.594 ^z	0.299	0.217
\overline{DP}	0.214	1.175 ^z	0.726	-0.058	0.511
\overline{DP}_{-4}	0.682 ^x	0.719 ^y	1.871 ^z	0.262	0.221
\overline{R}^2	0.340	0.417	0.807	0.058	0.307
ρ	-0.196	0.139	-0.235	-0.236	-0.298
S.E.E.	0.511 ^a	0.465 ^a	1.079 ^a	1.006 ^a	0.843 ^a

^a Multiplié par 100

^x Significatif au niveau .10

^b Terme de l'amplitude considérée

^y Significatif au niveau .05

^c On a utilisé $1/UP^2$

^z Significatif au niveau .01

539

^d Variable dépendante

TABLEAU CXVII

MODELES DE SALAIRES -- AGREGAT INDUSTRIEL -- REGRESSIONS MENSUELLES ENTIERES

Variable	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
K	0.145	0.203	0.029	0.047 ^a
t	-0.188 ^a	0.199 ^a	-0.166 ^a	-0.281 ^a
t ²	0.056 ^{ax}	0.043 ^{ax}	0.035 ^{az}	0.045 ^{az}
z_{-1}^M	1.378	5.782 ^z	-0.586	-1.230
z^Q	-5.091 ^y	-3.942 ^x	-0.694	-2.238 ^y
z^A	6.133 ^y	1.781	3.026 ^x	4.047
z_{-1}^A	-0.827	-4.844	0.114	1.813

TABLEAU CXVII (suite)

Variable	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
V/ER_{-1}^M	0.445	-0.525	0.705	0.841 ^x
V/ER^Q	0.431	0.001	0.549	-2.319 ^z
V/ER^A	-2.696 ^y	-3.041	-1.496 ^x	0.752
V/ER_{-12}^A	-2.897 ^z	-1.076	-1.164 ^x	-2.955 ^z
VU/L_{-1}^M	0.449 ^b	1.538 ^{by}	0.501 ^b	0.557 ^{bx}
VU/L^Q	-1.044	-1.541 ^x	0.271	0.980 ^y
VU/L^A	2.907 ^y	3.548 ^x	1.495 ^y	0.885
VU/L_{-12}^A	2.818 ^y	0.941	1.191 ^x	3.106 ^z
VU/V_{-1}^M	-0.109	-0.142	0.086	0.114 ^z
VU/V^Q	0.168	0.139	-0.077	-0.259 ^z

TABLEAU CXVII (suite)

Variable	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
VU/V^A	-0.338 ^x	-0.398 ^x	-0.154	0.137
VU/V_{-12}^A	-0.456 ^y	-0.149	-0.207 ^x	-0.334 ^z
$(1/U^2)_{-1}^M$	-0.218 ^y	0.369	-0.042	-0.146
$(1/U^2)^Q$	0.165	-1.271	-0.012	0.443
$(1/U^2)^A$	-0.600 ^y	0.052	-0.161	-1.322 ^y
$(1/U^2)_{-12}^A$	-0.517 ^x	-0.433	-0.271	-1.156 ^y
DW_{-1}^M	-0.070	-0.124 ^x	0.164 ^x	0.215 ^y
DW^Q	-0.553 ^y	-1.460 ^z	-0.413 ^y	-0.289 ^x
DW^A	-3.890 ^z	-0.281	-2.549 ^z	-3.638 ^z
DW_{-12}^A	-2.719 ^z	-1.702	-0.820	-0.639

TABLEAU CXVII (suite)

Variable	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
DP ^M ₋₁	-0.119	0.342	-0.110	-0.479 ^x
DP ^Q	0.823 ^x	0.333	0.311	0.598
DP ^A	1.609	-0.258	0.915	1.049
DP ^A ₋₁₂	0.003	-0.062	-0.053	0.349
P/ER ₋₁	-0.069	0.082	0.446	0.974
ρ	-0.315	-0.399	-0.550	-0.346
\bar{R}^2	0.263	0.441	0.379	0.432
S.E.E.	0.531 ^a	1.025 ^a	0.392 ^a	0.513 ^a

^a Multiplié par 100

^b Multiplié par .1

^x Significatif au niveau .10

^y Significatif au niveau .05

^z Significatif au niveau .01

TABLEAU CXVIII

MODELES DE SALAIRES -- AGREGAT INDUSTRIEL -- "DERNIERS" MODELES MENSUELS

Variable ^c	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
K	0.176 ^z	-0.052 ^x	0.015 ^z	0.534 ^a
t	-0.205 ^a	0.128 ^{ax}	0.000 ^a	-0.181 ^a
t ²	0.064 ^{az}	0.014 ^{az}	0.011 ^{az}	0.035 ^{az}
z ^M ₋₁	-	5.606 ^z	-	-
z ^Q	-4.522 ^z	-4.205 ^z	-	-3.358 ^z
z ^A	5.897 ^z	-	-	5.054 ^z
V/ER ^M ₋₁	0.872 ^z	-	-	1.188 ^z
V/ER ^Q	-	-	-	-1.772 ^z
V/ER ^A	-2.563 ^z	-	-0.466 ^z	0.223

TABLEAU CXVIII (suite)

Variable	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
V/ER_{-12}^A	-3.733 ^z	-	-	-2.095 ^z
VU/L_{-1}^M	-	0.891 ^{bz}	-	-0.486 ^{bx}
VU/L^Q	-0.404 ^{bz}	-1.046 ^z	-	0.620 ^x
VU/L^A	2.883 ^z	0.284 ^z	2.704 ^{by}	1.006
VU/L_{-12}^A	3.735 ^z	-	-	2.050 ^z
VU/V_{-1}^M	-	-	-	0.101 ^y
VU/V^Q	-	-	-	-0.209 ^z
VU/V^A	-0.268 ^y	-	-	0.085
VU/V_{-12}^A	-0.598 ^z	-	-	-0.230 ^z

TABLEAU CXVIII (suite)

Variable ^c	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
$(1/U^2)_{-1}^M$	-0.230 ^y	-	-	-
$(1/U^2)^Q$	0.216 ^x	-	-	-
$(1/U^2)^A$	-0.810 ^z	-	0.084	-0.811 ^x
$(1/U^2)_{-12}^A$	-0.713 ^z	-	-0.065 ^z	-0.735 ^x
DW_{-1}^M	-	-	0.156 ^x	0.185 ^y
DW^Q	-0.520 ^y	-	-	-0.337 ^y
DW^A	-4.253 ^z	-1.429 ^x	-0.462 ^z	-2.913 ^z
DW_{-12}^A	-2.309 ^z	-	-1.549 ^z	-
DP_{-1}^M	-	-	-	-0.942 ^y
DP^Q	-	-	-	0.773 ^y

TABLEAU CXVIII (suite)

Variable ^c	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
DP ^A	3.111 ^z	-	-	-
ρ	-0.358	-0.455	-0.503	-0.339
\bar{R}^2	0.277	0.457	0.377	0.436
S.E.E.	0.523 ^a	1.014 ^a	0.388 ^a	0.510 ^a

^a Multiplié par 100

^x Significatif au niveau .10

^b Multiplié par .10

^y Significatif au niveau .05

^z Significatif au niveau .01

TABLEAU CXIX
 MODELES ANNUELS DE VARIATION DES SALAIRES

A. Données désaisonnalisées

Variable	DAWWS		DAHE		DWS		DWI	
	Courant	Décalé	Courant	Décalé	Courant	Décalé	Courant	Décalé
K	-0.294	0.034	-0.058	0.060 ^x	-1.025 ^a	0.883 ^a	-0.034	-0.001
t	-0.013 ^y	-0.478 ^a	-0.230 ^a	0.214 ^a	-0.037 ^a	-0.059 ^a	-0.013 ^a	-0.330 ^a
z ²	11.358 ^x	3.579	0.355	-1.559	0.435	1.251	1.059	5.313 ^x
V/ER	-3.544	-5.613	-0.023	-2.602	1.013 ^y	-0.931	-0.539	-3.518
VU/L	0.206	0.491	-0.114	0.149	0.645	0.057	0.328	0.177
VU/V	0.069	-0.130	0.528 ^y	0.465	0.007	-0.123	0.272	-0.291
1/U ²	-0.259	-0.916	0.537	0.425	-0.019	-0.075	0.416	0.217
DW ₋₁	-0.430	-0.623	-0.882 ^z	-0.682	-0.175	0.992	-0.224	0.227
DP	0.160	-0.588	1.602 ^z	-1.434 ^y	-0.125	-0.356	0.905	-1.893
ρ	-0.700	-0.169	0.352	-0.391	-0.359	-0.698	-0.487	0.900 ^b
\bar{R}^2	0.914	0.403	0.882	0.821	0.976	0.867	0.919	0.269
S.E.E.	0.795 ^a	1.453 ^a	0.639 ^a	1.245 ^a	0.133 ^a	0.510 ^a	0.769 ^a	0.816 ^a

TABLEAU CXIX (suite)
B. Mois du minimum

Variable	DAWWS		DAHE		DWS		DWI	
	Courant	Décalé	Courant	Décalé	Courant	Décalé	Courant	Décalé
K	0.059	0.143 ^z	0.512 ^{ay}	0.151 ^{az}	-0.021	0.042	0.209 ^a	0.029 ^x
t	-0.968 ^a	0.022 ^y	-0.934 ^{ax}	0.027 ^y	0.125 ^a	0.795 ^{ax}	-0.128 ^a	0.242 ^a
z ²	6.745	-18.813 ^z	3.945	-22.987 ^z	-1.114	-5.939	0.452	-0.682
V/ER	-0.881	-1.845 ^y	-0.222	-2.841 ^y	1.530 ^z	-1.316	-0.971	-0.836
VU/L	-0.557	1.600 ^y	-1.889 ^z	1.962 ^y	0.173	0.606 ^x	0.096	0.030
VU/V	0.531 ^z	-0.397	0.702 ^z	-0.334	-0.029	-0.246	0.320	0.097
1/U ²	0.467	1.044	2.243 ^y	2.076 ^y	-0.075	0.163	1.714	1.080
DW_1	-0.252	0.091	-0.426	0.014	-0.152	1.104	-0.154	0.308
DP	0.062	-0.822 ^z	1.553 ^z	-1.846 ^z	-0.148 ^z	-0.516	0.199	-0.404
ρ	-0.750	-0.729	-0.775	-0.900 ^b	-0.900 ^b	-0.505	-0.412	-0.313
\overline{R}^2	0.962	0.943	0.982	0.964	0.998	0.851	0.919	0.891
S.E.E.	0.542 ^a	0.649 ^a	0.518 ^a	0.802 ^a	0.081 ^a	0.404 ^a	0.723 ^a	0.776 ^a

549

^a Multiplié par 100

^b Limite du champ utilisé

^x Significatif au niveau .10

^y Significatif au niveau .05

^z Significatif au niveau .01

TABLEAU CXX

MODELES ANNUELS DE VARIATION DES SALAIRES,
APRES ELIMINATION DES COEFFICIENTS NON SIGNIFICATIFS

A. Données désaisonnalisées

Variable	DAWWS		DAHE		DWS		DWI	
	Courant	Décalé	Courant	Décalé	Courant	Décalé	Courant	Décalé
K	-0.268 ^{ax}	0.051 ^z	-0.663 ^{az}	0.036 ^x	0.661 ^{az}	0.006	-0.042 ^z	0.030 ^x
t	-0.012 ^y	-	-0.195 ^y	-	-	-	-	-
z ²	11.454 ^z	-	-	-	-	0.564 ^y	-	0.816 ^z
V/ER	-3.963 ^z	-1.649 ^z	-	-	1.190 ^z	-0.553 ^y	-	-
VU/L	2.017 ^z	13.901 ^z	-	-	-	-	-	-
VU/V	-	-	0.455 ^z	0.166 ^z	-	-	0.343 ^z	-
1/U ²	-	-	-	-	-	-	-	-
DW-1	-0.438 ^x	-	-0.598 ^z	-	-0.342 ^y	1.099 ^z	-	-
DP	-	-	1.265 ^z	-0.866 ^y	-	-0.459 ^z	-	-
ρ	-0.700	-0.520	0.531	0.842	-0.390	-0.602	-0.234	0.910
R ²	0.940	0.755	0.887	0.345	0.982	0.898	0.926	0.213
S.E.E.	0.676 ^a	1.195 ^a	0.592 ^a	1.437 ^a	0.118 ^a	0.386 ^a	0.601 ^a	0.848 ^a

TABLEAU CXX (suite)

B. Mois du minimum

Variable	DAWWS		DAHE		DWS		DWI	
	Courant	Décalé	Courant	Décalé	Courant	Décalé	Courant	Décalé
K	-0.057	0.113 ^{az}	0.618 ^{az}	0.117 ^{az}	0.566 ^a	0.025 ^y	-0.073	0.045 ^z
t	-0.893 ^{ay}	0.015 ^z	-0.499 ^{az}	0.018 ^z	0.071 ^{ax}	-	-	0.324 ^z
z ²	5.999 ^x	-13.501 ^z	-	-16.294 ^z	-0.727 ^x	-	-	-0.927 ^z
V/ER	-	-0.713 ^x	-	-1.933 ^y	1.562 ^z	-	-0.824 ^x	-
VU/L	-0.574 ^z	0.992 ^z	-0.179 ^z	1.275 ^z	0.504 ^z	-	-	-
VU/V	0.554 ^z	-	0.642 ^z	-	-	-0.044 ^x	0.220 ^z	-
1/U ²	-	-	2.284 ^z	1.481 ^z	-	-	0.798 ^z	1.400 ^z
DW_1	-	-	-0.358 ^y	-	-0.114 ^x	0.648 ^y	-	-
DP	-	-0.518 ^z	1.505 ^z	-1.577 ^z	-0.131 ^z	-	-	-
ρ	-0.711	-0.636	-0.611	-0.808	-0.702	-0.204	-0.500	-0.495
R ²	0.971	0.938	0.980	0.964	0.997	0.294	0.951	0.929
S.E.E.	0.455 ^a	0.627 ^a	0.489 ^a	0.747 ^a	0.073 ^a	0.607 ^a	0.600 ^a	0.723 ^a

^a Multiplié par 100

^x Significatif au niveau .10

^y Significatif au niveau .05

VARIABLES ADDITIONNELLES POUR LES MODELES TRIMESTRIELS DE SALAIRES

		DAWWS		DAHE		DWS
		Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées
W_c/W_{us}	F	0.801	1.111	1.184	1.130	1.773
	\bar{R}^2	0.457	0.667	0.792	0.805	0.867
	$(W_c/W_{us})_{-1}$	0.222	-0.326	-0.327	-0.191	0.813
	$\overline{(W_c/W_{us})}$	-1.060	-0.855	-0.474	-0.327	0.964
	$\overline{(W_c/W_{us})}_{-4}$	0.299	0.816	0.137	-0.785	3.024
	Somme de DW	-2.546	-2.535	-1.675	-2.702	-4.918
	Somme de DP	0.007	-2.023	1.300	0.712	-1.022
TLS	F	3.235	2.679	1.774	0.343	1.616
	\bar{R}^2	0.579	0.707	0.804	0.790	0.865
	TLS ₋₁	-1.189	-3.032	-0.465	0.933	-5.946
	$\overline{\text{TLS}}$	15.982 ^y	16.368	12.725 ^y	3.994	-17.117
	$\overline{\text{TLS}}_{-4}$	-5.170	-12.559	3.461	2.723	2.533
	Somme de DW	-2.247	-1.430	-2.338	-2.699	-3.829
	Somme de DP	-1.121	-2.286	-0.271	0.041	5.236

TABLEAU CXXI (suite)

		DAWWS		DAHE		DWS
		Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées
RVAR	F	1.975	0.838	0.485	0.498	0.061
	$\overline{R^2}$	0.515	0.658	0.771	0.793	0.839
	RVAR ₋₁	0.124	-0.208	-0.383	-0.207	0.832
	$\overline{\text{RVAR}}$	0.494	1.731	-0.072	0.880	-0.247
	$\overline{\text{RVAR}}_{-4}$	-2.778	0.459	0.561	0.150	0.105
	Somme de DW	-1.441	-2.584	-2.200	-2.642	-3.427
	Somme de DP	-0.362	-0.244	0.483	0.787	5.223
Toutes les variables	F	2.724	2.007	1.445	3.070	1.416
	Somme de DW	-0.533	0.899	-1.665	-2.499	-6.875
	Somme de DP	-1.128	-0.700	0.973	3.879	-7.454

TABLEAU CXXII

VARIABLES ADDITIONNELLES -- MODELES MENSUELS DE SALAIRES

		DAWWS		DAHE	
		Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
Modèle normal	\bar{R}^2	0.364	0.461	0.318	0.303
	Somme de DW	-8.405	-4.895	-4.876	-6.355
	Somme de DP	3.007	-0.631	1.255	2.320
W_C/W_{us}	F	0.497	0.662	1.910	1.294
	\bar{R}^2	0.368	0.456	0.334	0.308
	W_C/W_{us-1}^M	-0.176	-0.359	0.050	0.156
	W_C/W_{us}^Q	0.583 ^y	-0.088	-0.458 ^y	-0.463 ^x
	W_C/W_{us}^A	-0.528	0.260	0.171	0.079
	W_C/W_{us-12}^A	0.032	0.059	0.110	0.591
	Somme de DW	-8.545	-4.313	-4.217	-6.657

TABLEAU CXXII (suite)

		DAWWS		DAHE		
		Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	
		Somme de DP	1.822	0.761	2.279	1.427
TLS		F	1.092	0.404	3.195	1.282
		\overline{R}^2	0.366	0.452	0.356	0.308
		TLS_{-1}^M	-0.324	1.468	0.556	-0.042
		TLS^Q	-1.152	-3.112	-0.775	-0.047
		TLS^A	7.485	4.183	13.332 ^Z	8.681 ^X
		TLS_{-12}^A	0.110	-3.768	4.264	1.732
		Somme de DW	-8.601	-4.767	-5.256	-6.752
		Somme de DP	2.310	0.457	-0.148	0.747
	RVAR	F	2.437	0.686	0.401	1.055
		\overline{R}^2	0.388	0.457	0.306	0.304

TABLEAU CXXII (suite)

	DAWWS		DAHE	
	Données désaisonnalisées	Mois du minimum	Données désaisonnalisées	Mois du minimum
$RVAR_{-1}^M$	1.254 ^x	-1.358	0.62 ^z	1.173 ^x
$RVAR^Q$	-1.250	0.748	-0.791	-1.629 ^x
$RVAR^A$	1.663 ^y	1.013	0.475	0.854
$RVAR_{-12}^A$	-0.536	-0.065	0.108	-0.229
Somme de DW	-9.049	-5.864	-4.986	-6.891
Somme de DP	5.007	0.253	1.814	3.169

TABLEAU CXXIII

MODELES SECTORIELS DES SALAIRES, SUR UNE BASE MENSUELLE

A. DAWWS -- Données désaisonnalisées

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	-2.804 ^z	1.359 ^x	1.133	0.737	1.522 ^z	1.116 ^x	0.023	0.217
t	-0.012	0.835 ^{ax}	-0.105 ^a	0.909 ^a	-0.369 ^{az}	-0.195 ^a	-0.094 ^a	0.280 ^a
t ²	-0.355 ^{az}	0.094	0.042 ^a	0.013 ^a	0.100 ^{az}	-0.013	-0.011	-0.088 ^{ay}
z_i^Q	-0.004	0.052	-0.250	0.047	-0.189	0.271	-	-0.035
z_i^A	0.037	-0.120 ^x	2.472	0.057	0.355	0.307	-	0.093
$(V/ER)_i^Q$	-0.497	0.933	0.866	0.133	1.500	1.018	0.808	0.180
$(V/ER)_i^A$	0.870	-1.427	-3.226	-0.293	-3.853	3.101	-4.322 ^y	-0.203
$(V/ER)^Q$	-1.969	2.521	0.104	0.130	-1.211	1.417	-2.629	2.399
$(V/ER)^A$	8.683	-7.091 ^y	-0.257	-6.812	2.275	-1.047	5.285	-7.769

TABLEAU CXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
$(VU/L)_i^Q$	1.1634	-2.940 ^y	-9.073 ^x	-17.390 ^y	5.940	-9.054	-4.438	-
$(VU/L)_i^A$	0.218	2.812	10.026	22.006	-9.548	-11.211	12.969 ^x	-
VU/L^Q	2.861	-2.606	0.461	-0.733	-6.417	-2.632	4.823	-10.094 ^y
VU/L^A	-8.413	5.502	5.462	2.199	22.203	14.045	-5.817	-9.367
$(VU/V)_i^Q$	-0.070	0.131 ^y	0.101	0.755 ^z	-0.218 ^x	0.025	0.108	8.504 ^y
$(VU/V)_i^A$	-0.043	-0.194	-0.015	-0.996 ^y	0.333	0.029	-0.240 ^x	-8.522
VU/V^Q	-0.578	0.447	0.107	0.007	0.252	0.165	-0.121	0.006
VU/V^A	1.966 ^x	-0.972 ^y	-0.374	-0.877	-0.670	0.530	0.301	-0.033
$(1/U^2)_i^Q$	1.350	0.004	0.122	-2.504	0.043	0.264	0.006	-
$(1/U^2)_i^A$	-8.617	0.60	-0.335	9.661 ^z	-0.232 ^z	0.015	-0.010	-
$(1/U^2)^Q$	0.294	-0.138	0.006	-0.251	-0.064	-0.045	-0.063	-0.004
$(1/U^2)^A$	0.786	0.203	0.340	1.128	-0.128	-1.801 ^z	0.240	0.604 ^x

TABLEAU CXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
DW_i^Q	-0.554 ^Y	-0.839 ^Z	-1.208 ^Z	-0.864 ^Z	-0.552 ^Z	-0.729 ^Z	-0.665 ^Z	-0.684 ^Z
DW_i^A	-3.519 ^Z	-3.220 ^Z	-1.934 ^X	-1.512 ^X	-2.558 ^Z	-1.903 ^Y	-0.120	-2.710 ^Z
$(W_i/W)^Q$	-0.205	-0.117	0.065	-0.358 ^Z	-0.046	-0.449 ^Z	0.064	0.361 ^Y
$(W_i/W)^A$	-0.039	-0.349	-0.716	-0.610 ^Y	-1.000 ^Z	-1.302 ^Z	-0.245	-1.115 ^Z
$(W_i/W_{US})^Q$	-0.806	0.571	-0.081	0.780	0.087	-0.355	-0.179	0.157
$(W_i/W_{US})^A$	4.157 ^Y	-1.205	-0.628	0.063	-0.912 ^Z	0.901	0.422	0.309
DP^Q	2.022	0.688	0.371	2.774 ^Y	-0.326	0.428	-0.401	0.312
DP^A	-0.699	-2.215	1.354	-9.995 ^X	0.855	0.403	-2.235	1.711
TLS_i	-0.017	0.013	0.018	-0.003	-0.232	0.319	-7.554 ^X	-0.121
$(P/ER)_{i-1}$	-0.702	0.940	0.254	0.014	-0.224	-0.503	-0.504	0.159

TABLEAU CXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
\bar{R}^2	0.197	0.221	0.229	0.272	0.298	0.257	0.067	0.235
S.E.E.	2.476 ^a	0.804 ^a	0.575 ^a	1.784 ^a	0.483 ^a	1.514 ^a	0.560 ^a	0.551 ^a
ρ	-	-	-	-0.437	-0.488	-0.483	-	-
D.W.	2.27	2.36	2.49	2.32	2.11	2.32	2.27	2.24

^a Multiplié par 100

^x Significatif au niveau .10

^y Significatif au niveau .05

^z Significatif au niveau .01

TABLEAU CXXIII (suite)

B. DAWWS -- Mois du minimum

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Constr.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	-2.825	0.447	0.837	1.511	2.031 ^z	0.466	0.109	0.151
t	-0.743 ^a	0.453 ^a	0.418 ^a	0.011	-0.573 ^{ay}	-0.652 ^a	-0.070 ^a	0.350 ^a
t ²	-0.283 ^a	-0.003 ^a	0.052 ^a	0.079 ^a	0.154 ^{az}	-0.010 ^a	0.007 ^a	-0.068
z_i^Q	-0.002	-0.021	-0.122	-0.047	0.028	-0.366	-	-0.171 ^y
z_i^A	-0.018	-0.073	0.049	0.024	0.899 ^y	1.161 ^z	-	0.313 ^z
$(V/ER)_i^Q$	-1.072	1.792 ^y	0.050	1.626	-4.745 ^z	3.277 ^y	0.470	-0.188
$(V/ER)_i^A$	2.400	-3.285 ^y	-8.718	0.121	-9.120 ^x	-2.474	-5.216 ^z	0.118
$(V/ER)^Q$	-0.902	-1.631	-4.262 ^z	-4.214	2.921 ^y	-2.760 ^y	-1.570	-4.830
$(V/ER)^A$	8.199	0.099	5.290	-3.548	5.794 ^x	2.489	7.547	-7.741
$(VU/L)_i^Q$	-0.257	-5.457 ^y	-7.794	-55.357 ^y	-14.940	-3.753	3.252	-
$(VU/L)_i^A$	10.295	11.444 ^z	15.434	44.201	48.32	10.482	11.241 ^x	-
$(VU/L)^Q$	4.322	1.494	1.635	5.974	11.298	28.716	-0.344	-0.143
$(VU/L)^A$	-84.014	-0.151	-0.382	-6.465	-35.242	3.495 ^b	-0.080	1.209

TABLEAU CXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
$(VU/V)_i^Q$	0.130	0.215 ^z	0.168	1.198 ^y	0.008	-0.004	-0.012	0.041
$(VU/V)_i^A$	-0.484	-0.316 ^y	0.082	-1.218	-0.538	-0.149	-0.176	-0.070
$(VU/V)^Q$	0.234	-0.439 ^z	-0.024	-0.416	0.005	0.191	0.006	-0.027
$(VU/V)^A$	1.085	0.102	-0.393	-0.103	0.071	0.230	0.009	-0.015
$(1/U^2)_i^Q$	-0.051	-0.023	0.040	0.031	-0.006	0.035 ^z	-0.002	-
$(1/U^2)_i^A$	-0.640	0.017	-0.188 ^y	0.666	-0.019	-0.128 ^y	0.005	-
$(1/U^2)^Q$	1.709	-0.222	0.640 ^x	-3.146	-0.442	1.117 ^x	-0.051	-0.404
$(1/U^2)^A$	2.127	0.208	-0.379	8.671	-1.031	-6.396 ^z	0.117	1.445
DW_i^Q	-1.132 ^z	-1.103 ^z	-1.228	-0.885 ^z	-0.986 ^z	-0.844 ^z	-0.697 ^z	-0.825 ^z
DW_i^A	-0.218	0.520	2.080	0.891	-3.040 ^z	-2.093 ^y	1.126	-2.043 ^x
$(W_i/W)^Q$	-0.633 ^z	-0.155	-0.606 ^y	-1.015 ^z	-0.322	-0.400 ^y	-0.244 ^y	-0.035
$(W_i/W)^A$	0.088	-0.479	0.384	0.270	-1.064 ^y	-0.983 ^y	0.175	-0.579 ^x
$(W_i/W_{us})^Q$	-0.351	-2.264	0.054	0.018	0.467 ^y	0.447	-0.017	-0.043
$(W_i/W_{us})^A$	4.303	1.007	0.732	-0.674	-1.785 ^z	0.555	0.059	0.429

TABLEAU CXXIII (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm. ●	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
DP ^Q	5.013	0.955	0.542	1.677	-0.821	0.697	-0.739	0.479
DP ^A	-9.463	-0.107	0.390	-5.383	-0.868	-1.922	-1.335	0.209
TLS _i ^Q	-0.027	0.025	0.190	0.060	-0.117	0.390 ^x	-4.406	-0.187
(P/ER) _{i-1} ^M	-0.154	-6.814 ^z	2.969	-0.971	0.392	-3.058 ^y	-5.181	0.382
R ²	0.336	0.282	0.429	0.346	0.421	0.269	0.227	0.265
S.E.E.	4.145 ^a	1.488 ^a	1.198 ^a	5.485 ^a	0.764 ^a	1.685 ^a	0.630 ^a	0.895 ^a
ρ	-	-0.358	-0.541	-0.501	-	-0.435	-	-
D.W.	2.31	2.08	2.33	2.49	2.30	2.23	2.26	2.29

TABLEAU CXXIII (suite)

C. DAHE

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum		
	Ind. minière	Ind. manif.	Const.	Ind. minière	Ind. manif.	Const.
K	0.153	0.718	0.145	0.154	1.339	-0.122
t	0.017 ^a	-0.360 ^a	0.261 ^a	0.117 ^a	-0.106 ^a	0.350 ^a
t ²	0.017 ^a	0.004 ^a	0.034 ^a	0.033 ^a	0.003 ^a	0.061 ^a
z _i ^Q	0.018	-0.355	-0.099	0.043 ^x	-0.052	-0.030
z _i ^A	-0.026	2.209	0.214 ^y	-0.058	0.069	0.131
(V/ER) _i ^Q	-0.070	-0.264	0.035	0.215	2.588	1.740 ^y
(V/ER) _i ^A	0.546	-1.704	-0.096	0.951	-4.494	-0.628
(V/ER) ^Q	0.386	-0.708	-0.040	0.729	-1.953 ^x	-4.540 ^z
(V/ER) ^A	-0.606	1.244	0.074	0.446	4.492 ^x	2.570
(VU/L) _i ^Q	-0.054	-6.625 ^x	-6.195	-0.990	-0.031	-9.028
(VU/L) _i ^A	1.087	8.891	8.688	2.948	0.094	-5.579

TABLEAU CXXIII (suite)

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum		
	Ind. minière	Ind. manif.	Const.	Ind. minière	Ind. manif.	Const.
$(VU/L)^Q$	-2.265	9.172	-5.517	-6.536	0.002	1.484
$(VU/L)^A$	7.299	-8.083	4.697	23.878	-0.017	1.571
$(VU/V)_i^Q$	0.007	0.143	0.224 ^x	0.031	0.027	0.102
$(VU/V)_i^A$	-0.017	-0.136	-0.461 ^x	-0.009	0.125	-0.207
$(VU/V)^Q$	0.020	-0.179	0.027	-0.045	-0.060	-0.446 ^z
$(VU/V)^A$	-0.056	0.174	0.006	0.003	0.235	0.167
$(1/U^2)_i^Q$	0.019	0.065	-0.642	0.010	0.016	0.026
$(1/U^2)_i^A$	-0.053	-0.332 ^x	2.072	-0.037	-0.055	0.179
$(1/U^2)^Q$	-0.011	0.005	0.034	0.222	0.129	-0.849
$(1/U^2)^A$	-0.333	0.303	0.331	-1.364 ^y	-0.581	1.700
DW_i^Q	-0.080	-0.842 ^z	-0.811 ^z	0.145	-0.145	-0.236
DW_i^A	0.369	-2.826 ^z	-1.204	-0.721	-3.020 ^y	-0.518

TABLEAU CXXIII (suite)

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum		
	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.
$(W_i/W)^Q$	-0.175	-0.260	-0.021	-0.250 ^z	-0.211	-0.394 ^z
$(W_i/W)^A$	0.101	-0.377	-0.494 ^y	0.420 ^z	-1.008	-0.265
$(W_i/W_{US})^Q$	-0.146	-0.322 ^y	0.304	-0.378 ^y	-0.443 ^y	-0.261
$(W_i/W_{US})^A$	0.061	0.779	0.207	0.303	0.152	0.295 ^y
DP ^Q	-0.016	0.425	0.395	0.306	0.900 ^x	1.892 ^y
DP ^A	-1.818	2.073	-1.862	-2.414	-0.494	-7.443 ^y
TLS _i	0.050 ^z	0.054	0.006	0.047 ^y	-0.015	-0.051 ^y
$(P/ER)_{i-1}$	0.304	1.291	0.000	-2.550 ^y	0.810	-0.809
\bar{R}^2	0.327	0.313	0.234	0.478	0.317	0.512
S.E.E.	0.616	0.410 ^a	0.756 ^a	0.699 ^a	0.587 ^a	0.949 ^a
ρ	-0.463	-	-	-0.485	-	-
D.W.	2.32	2.39	2.36	2.37	2.46	2.42

TABLEAU CXXIV

MODELES SECTORIELS DES SALAIRES, SUR UNE BASE MENSUELLE,
APRES ELIMINATION DES COEFFICIENTS NON SIGNIFICATIFS

A. DAWWS -- Données désaisonnalisées

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	0.114	0.018 ^z	0.007	-0.145 ^x	1.400 ^z	0.946 ^z	0.133 ^z	0.136
t	-	-	-	-	-0.257 ^{ay}	-	-	-
t ²	-0.075 ^y	-	-	-	0.099 ^{az}	-	-	-0.070 ^z
z_i^Q	-	-	-	-	-0.282 ^x	-	-	-
z_i^A	-	-	-	-	0.411 ^y	0.590 ^y	-	-
$(V/ER)_i^Q$	-	-	-	-	-	-	-	0.133 ^y
$(V/ER)_i^A$	0.394 ^y	-	-0.717 ^y	-	-0.872 ^x	-	-3.587 ^z	-0.218 ^z
$(V/ER)^Q$	-	-	-	-	-	3.353 ^z	-	-
$(V/ER)^A$	-	-0.729 ^z	-	-	-	-	-	-

TABLEAU CXXIV (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
$(VU/L)_i^Q$	-	-	-1.638 ^Y	-14.542 ^Z	-	-	-	-
$(VU/L)_i^A$	-	-	1.790 ^X	10.558 ^Z	-	-	10.476 ^Z	-
$(VU/L)^Q$	-	-	-	-	-	-20.285 ^Y	-	-6.126 ^Z
$(VU/L)^A$	-1.604 ^Z	5.342 ^Z	-	-	16.003 ^Z	13.250 ^Z	-	-
$(VU/V)_i^Q$	-	-	-	0.568 ^Z	-	-	-	0.049 ^X
$(VU/V)_i^A$	-	-	-	-0.504 ^Z	-	-	-0.156 ^Y	-
$(VU/V)^Q$	-	-	0.087 ^Z	-	-	0.551 ^Z	-	-
$(VU/V)^A$	0.629 ^Z	-	-	-	-0.283 ^Y	-	-	-
$(1/U^2)_i^Q$	-	-	0.079 ^Y	-	-	0.288 ^Y	-	-
$(1/U^2)_i^A$	6.724 ^X	-	-	0.517 ^Z	-0.137 ^Y	-	-	-
$(1/U^2)^Q$	-	-	-	-	-	-	-	-
$(1/U^2)^A$	-	-	-	-	-0.432 ^Y	-1.441 ^Z	0.249 ^Z	0.484 ^Z

TABLEAU CXXIV (suite)

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
$(VU/L)_i^Q$	-	-	-	-15.657 ^Z	-9.410 ^Z	-	4.064 ^Z	-
$(VU/L)_i^A$	-	4.572 ^Z	-	-	10.087 ^X	-	9.295 ^Y	-
$(VU/L)^Q$	-	-	-	-	-	-	-	-
$(VU/L)^A$	-	-	-	-	-	4.861 ^Z	-	12.558 ^Z
$(VU/V)_i^Q$	-	0.119 ^Z	0.085 ^Z	0.398 ^Z	-	-	-	-
$(VU/V)_i^A$	-	-0.215 ^Z	-	-	-	-	-0.115 ^Y	-
$(VU/V)^Q$	0.406 ^Z	-0.202 ^Z	-	-	2.190 ^Z	0.189 ^Z	-	-0.274 ^Z
$(VU/V)^A$	-	-	-	-	-	-	-	-
$(1/U^2)_i^Q$	-	-	-	-	-	0.400 ^Z	-0.029 ^X	-
$(1/U^2)_i^A$	-0.527 ^Z	-	-	-	-0.314 ^Y	-1.689 ^Z	0.056 ^Y	-
$(1/U^2)^Q$	-	-	-	-	-	1.139 ^Y	-	-
$(1/U^2)^A$	-	-	-	2.126 ^Z	-0.825 ^X	-5.931 ^Z	-	-

TABLEAU CXXIV (suite)

570

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
DW_i^Q	-1.126 ^z	-1.390 ^z	-1.152 ^z	-0.911 ^z	-0.946 ^z	-0.855 ^z	-0.646 ^z	-0.829 ^z
DW_i^A	-	-	-	-	-3.772 ^z	-1.627 ^z	1.249 ^y	-1.358 ^y
$(W_i/W)^Q$	-0.558 ^z	-	-0.483 ^z	-0.532 ^z	-0.806 ^z	-0.435 ^z	-0.163 ^z	-
$(W_i/W)^A$	-	-0.738 ^z	-	-	-	-0.903 ^z	-	-0.421 ^y
$(W_i/W_{us})^Q$	-	-	-	-	0.383 ^y	0.583 ^z	-	-
$(W_i/W_{us})^A$	0.740 ^z	0.888 ^z	-	-	-0.977 ^z	-	-	0.461 ^x
DP^Q	-	-	-	-	-	-	-0.940 ^y	-
DP^A	-	-	-3.712 ^z	-	-	-	-	-
TLS_i	-	-	-	-	-	0.350 ^y	-	-
$(P/ER)_{i-1}$	-	-6.825 ^z	-	-	-	-3.106 ^y	-5.234 ^z	-
\bar{R}^2	0.382	0.304	0.401	0.339	0.440	0.303	0.256	0.290
S.E.E.	4.001 ^a	1.545 ^a	1.215 ^a	5.491 ^a	0.752 ^a	1.646 ^a	0.618 ^a	0.879 ^a
ρ	-	-	-0.450	-0.443	-	-0.443	-	-
D.W.	2.19	2.44	2.13	2.29	2.21	2.22	2.27	2.25

TABLEAU CXXIV (suite)

B. DAWWS -- Mois du minimum

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
K	-0.124	0.309 ^Z	0.498 ^Z	0.498 ^Z	1.014 ^Z	0.799 ^Z	0.217 ^Z	-0.062
t	-	-	-	-	-0.410 ^{az}	-0.585 ^Y	-	-
t ²	-	-	-	-	0.087 ^{az}	-	-	-0.056 ^{ax}
z_i^Q	-	-	-	-	-	-0.409 ^Y	-	-0.192 ^Z
z_i^A	-	-	-	-	0.499 ^Y	1.236 ^Z	-	-.290 ^Z
$(V/ER)_i^Q$	-1.136 ^Z	-	-	-	-5.198 ^Z	0.255 ^Z	-	-0.118 ^Y
$(V/ER)_i^A$	2.292 ^Z	-	-	-	-	-	-3.343 ^Z	-
$(V/ER)^Q$	-	-	-1.365 ^Z	-	3.771 ^Z	-0.260 ^Z	-3.637 ^Z	-4.856 ^Z
$(V/ER)^A$	-	-	1.040 ^Z	-	-	-	4.481 ^Y	-

TABLEAU CXXIV (suite)

572

Variable	Ind. forest.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Comm.	Trans. comm. et services publics	Fin. Assur. et Aff. Immob.	Services
$(DW)_i^Q$	-0.602 ^Z	-0.691	-1.138 ^Z	-0.882 ^Z	-1.070 ^Z	-0.723 ^Z	-0.616 ^Z	-0.536 ^Z
$(DW)_i^A$	-3.187 ^Z	-1.653	-2.115 ^Z	-2.022 ^Z	-2.671 ^Z	-2.355 ^Z	-	-2.650 ^Z
$(W_i/W)^Q$	-	-	-	-	-	-	-	0.331 ^Y
$(W_i/W)^A$	-0.569 ^Z	-	-	-0.323 ^Z	-0.984 ^Z	-1.601 ^Z	-0.174 ^Z	-0.880 ^Z
$(W_i/W_{US})^Q$	-	-	-	0.657 ^Z	-	-	-0.262 ^X	0.356 ^Z
$(W_i/W_{US})^A$	0.696 ^Y	-	-	-	-0.726 ^Y	0.565 ^Y	0.398 ^Y	-
DP^Q	-	-	-	-	-	-	-	-
DP^A	-	-	-	-6.823 ^Z	-	-	-1.812 ^Y	1.721 ^X
TLS_i	-	-	-	-	-	0.296 ^Z	-	-
$(P/ER)_{i-1}$	-	-	-	-	-	-	-	0.192 ^Y
\bar{R}^2	0.262	0.173	0.284	0.246	0.333	0.251	0.123	0.243
S.E.E.	1.815 ^a	0.829 ^a	0.554 ^a	1.833 ^a	0.514 ^a	1.522 ^a	0.544 ^a	0.548 ^a
ρ	-	-	-	-0.367	-	-0.423	-	-
D.W.	2.23	2.34	2.49	2.17	2.41	2.18	2.21	2.22

TABLEAU CXXIV (suite)

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum		
	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.	Ind. minière	Ind. manuf.	Const.
K	0.612 ^{az}	0.584 ^z	0.381 ^z	-0.107 ^y	1.172 ^z	0.537 ^z
t	-	-0.410 ^{az}	0.285 ^{az}	-	-	0.744 ^{az}
t ²	0.013 ^{az}	-	0.039 ^{az}	0.051 ^{az}	-	0.055 ^{az}
z _i ^Q	-	-	-	0.023 ^z	-0.094 ^y	-0.058 ^z
z _i ^A	-0.008 ^z	1.824 ^z	0.700 ^x	-	0.109 ^y	0.054 ^x
(V/ER) _i ^Q	-	-	-	-	1.720 ^z	0.464 ^y
(V/ER) _i ^A	-	-	-0.791 ^z	0.821 ^z	-2.898 ^z	-2.494 ^z
(V/ER) ^Q	-	-	-	0.874 ^z	-1.366 ^z	-
(V/ER) ^A	-	-	-	-	3.965 ^z	-
(VU/L) _i ^Q	-	-1.750 ^y	-0.599 ^z	-	-	-
(VU/L) _i ^A	1.065 ^z	-	1.039 ^y	-	-	-

TABLEAU CXXIV (suite)

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum		
	Ind. minière	Ind. manif.	Const.	Ind. minière	Ind. manif.	Const.
$(VU/L)^Q$	-	2.851 ^Z	-	-	-	-
$(VU/L)^A$	-	-	-	-	-1.651 ^Z	-
$(VU/V)_i^Q$	-	-	0.190 ^Y	-	-	-
$(VU/V)_i^A$	-	-	-0.441 ^Z	-	0.321 ^Z	-0.158 ^X
$(VU/V)^Q$	-	-	-	-0.062 ^Z	-	-
$(VU/V)^A$	-	-	-	-	-	-0.146 ^Z
$(1/U^2)_i^A$	-	-0.272 ^Z	2.002 ^Z	-	-	0.181 ^Z
$(1/U^2)^A$	-	0.325 ^Z	-	-	-	1.521 ^Z
DW_i^Q	-	-0.739 ^Z	-0.850 ^Z	-	-	-
DW_i^A	-0.645 ^Y	-2.541 ^Z	-	-1.281 ^Z	-3.077 ^Z	-
$(W_i/W)^Q$	-	-0.595 ^Z	-	-	-	-0.409 ^Z
$(W_i/W)^A$	-	-	-0.312 ^Z	-0.243 ^Z	-1.057 ^Z	-

TABLEAU CXXIV (suite)

Variable	Données désaisonnalisées			Mois du minimum		
	Ind. minière	Ind. manif.	Const.	Ind. minière	Ind. manif.	Const.
$(W_i/W_{us})^Q$	-	-0.197 ^z	-	-	-0.628 ^z	-
$(W_i/W_{us})^A$	-	-	-	-	0.356 ^y	-
TLS_i	0.054 ^z	-	-	0.064 ^z	-	-
$(P/ER)_{i-1}$	-	-	-	-3.524	-	-
\bar{R}^2	0.362	0.338	0.256	0.403	0.343	0.508
S.E.E.	0.592 ^a	0.402 ^a	0.745 ^a	0.720 ^a	0.575 ^a	0.952 ^a
ρ	-0.414	-	-	-0.369	-	-
D.W.	2.22	2.38	2.37	2.12	2.40	2.42

Chapitre dix

CONCLUSIONS

SOMMAIRE DES RESULTATS

Nous nous sommes principalement consacré dans cette étude à voir si les variations de salaire et, possiblement, les variations de prix affectent le taux de chômage. D'une manière secondaire, nous avons considéré la façon dont les conditions du marché du travail affectent les variations de salaire. En ce qui concerne l'identification de ces effets, notre étude a échoué dans l'ensemble, comme nous l'avions prévu. Cet échec peut sembler inquiétant à bien des égards, mais la nature et les origines en sont instructifs.

On pourrait caricaturer les idées de nombreux économistes sur le fonctionnement du marché du travail de la façon suivante. L'emploi est essentiellement déterminé par la production, probablement avec un décalage réparti. La participation à la main-d'oeuvre est déterminée par l'application des hypothèses courante du travailleur découragé et du travailleur supplémentaire, avec un effet prédominant de l'hypothèse du travailleur découragé. Ces rapports déterminent le taux de chômage et ce taux entre dans la courbe de Phillips (probablement dans le cadre d'une équation simultanée de détermination des prix dépendant surtout des variations des salaires et des prix) pour déterminer à son tour le

taux de variation des salaires nominaux.

La principale argumentation de cette étude vise à contester ce genre de conception, non seulement au sens que les anticipations peuvent produire une courbe de Phillips "verticale" à long terme, selon la conception de Phelps (1967) ou de Friedman (1968), mais plutôt en suggérant que le processus pourrait être de nature quelque peu différente et certainement beaucoup plus complexe. Bien que notre étude ne fournisse pas une image précise du fonctionnement du marché du travail, il y a lieu de croire qu'elle remet néanmoins en question l'interprétation plus rudimentaire.

Il est intéressant de passer en revue les origines de l'échec de cette étude à produire un ensemble de résultats cohérents, à la fois pour rappeler les difficultés inconnues et les sources d'ambiguïté rencontrées, et pour repérer les endroits où le fouillis des résultats révèle malgré tout des conclusions intéressantes (quoique négatives).

Nous avons commencé la recherche en examinant quelques-unes des implications à tirer de l'examen au niveau micro-économique du processus pour trouver un emploi et en changer. Cette approche est devenue classique dans les travaux scientifiques; quoique l'usage qui en est fait dans cette étude est quelque peu différent. Sur le côté offre des marchés du travail, les variations de salaire ont initialement été traitées comme exogènes dans la partie théorique. En simplifiant les hypothèses et en faisant une distinction entre les conditions réelles et les conditions perçues, nous avons pu tirer quelques conclusions définies au sujet de la réaction du taux de chômage. Cependant, le modèle souffre d'une sérieuse lacune car la façon dont se forment les anticipations et les perceptions est inconnue. Par exemple, si les gens mettent un an à s'apercevoir que les salaires ont changé, les variations qui se produisent dans l'espace d'un an peuvent être traitées comme non perçues; mais si le décalage n'est que d'un mois, la plupart de ces variations font déjà partie des perceptions.

Le modèle théorique élaboré laisse les salaires et les variables telles que les postes vacants et les normes d'embauchage, qui affectent la tension du marché du travail du côté demande, sont déterminés par les employeurs, sur la base de leur rythme de production et de leurs perceptions

des conditions du marché du travail. Ce modèle s'harmonise à celui élaboré pour les décisions des travailleurs individuels en ce qu'il reconnaît le genre de processus où les personnes à la recherche d'emploi sont engagées et reconnaît aussi le fait que trouver un emploi, recruter des employés ou les retenir sont des événements incertains.

Le côté demande du modèle fournit des équations théoriques dont la propriété est que les variables y sont déterminées par les conditions perçues plutôt que par les conditions réelles. Ces équations n'aboutissent pas à des conclusions définies au point de vue qualitatif. C'est à dire qu'à partir de nos hypothèses, il est impossible de déterminer les signes des effets des variables traitées comme exogènes par rapport aux décisions des employeurs sur les variables traitées comme endogènes.

Une caractéristique de ces modèles est leur hypothèse que la tension du marché du travail est provoquée par une foule de conditions séparées, ou présente plusieurs facettes, et n'est pas simplement le taux de chômage. Une telle conception n'est pas rare dans l'étude des autres marchés. Par exemple, on décrit parfois les marchés financiers en termes de leur profondeur, de leur envergure et de leur résistance. Cependant, ce point de vue soulève une sérieuse difficulté dans l'étude des marchés du travail. Nous ne connaissons pas, en effet, la nature des variables affectant le marché et qui se rapportent à des aspects tels que les normes d'embauchage, les postes vacants et les efforts de recherche des employeurs (qui n'ont même pas été inclus dans les modèles formels). D'où le fait, qui n'a rien de surprenant, qu'ils ne soient pas mesurés non plus. Pour les modèles empiriques, on a soutenu en outre que certaines variables mieux définies ne sont pas mesurées, elles non plus.

Ces difficultés de conception et de données signifient qu'au point de vue conceptuel, nous devons "résoudre" (solve out) les variables en cause. Ce processus conceptuel est aussi implicitement impliqué dans l'étude des anticipations et des perceptions. En conséquence, même au niveau conceptuel, les paramètres des modèles qui peuvent être estimés reflètent non seulement les paramètres du modèle conceptuel initial mais aussi les valeurs des coefficients qui proviennent de la solution du problème. Combiné au problème que plusieurs des signes des effets sont inconnus, même

dans le modèle structurel, ce mélange conceptuel de paramètres inconnus provenant de différents rapports signifie que la théorie n'apporte aucune indication sur ce que sont les signes de la plupart des coefficients dans les rapports étudiés.

Ce problème, à savoir que la théorie ne prédit pas la nature des rapports se complique du fait que des erreurs dans les variables peuvent changer l'ampleur et même les signes des paramètres à estimer dans les modèles de régression par rapport à ceux des modèles correspondants où les variables sont mesurées sans erreur. Fait aussi grave, de telles erreurs peuvent faire croire que des variables qui sont en corrélation avec d'autres dans le système jouent un rôle qu'elles ne jouent pas en réalité. Toutefois, sans renseignements supplémentaires, rien ne permet d'établir une distinction entre cette hypothèse sur l'inclusion des variables et l'hypothèse plus directe selon laquelle elles jouent effectivement un rôle.

Cette augmentation signifie qu'il ne saurait y avoir aucune supposition formelle à propos des signes des coefficients qui ont été estimés. Naturellement, nous avons discuté des équations surtout dans le but de savoir s'il en ressortait une image simple et si les explications de phénomènes similaires semblaient concorder entre elles. Seulement dans un très petit nombre de cas les valeurs particulières des coefficients des régressions ont-elles pu suffisamment mettre en lumière la validité des modèles théoriques sous-jacents; et même là, il y a toujours lieu de croire que la solution d'un système inconnu d'équations simultanées peut être trouvée par intuition, ce qui représente une entreprise pour le moins incertaine.

Le principal moyen de confirmer nos hypothèses consistait à passer par des modèles compliqués s'ajustant bien aux données, ce que les nôtres faisaient dans un grand nombre de cas. Mais, il s'agit là d'un test de la théorie qui est très faible et sans discernement.

Quoique ces problèmes soient suffisamment complexes pour empêcher toute solution facile des questions en litige, les difficultés que l'économie canadienne présente au chercheur sont encore plus grandes. L'une de ces difficultés est le fait que les fluctuations saisonnières soient res-

ponsables en réalité d'une grande partie de la variation et de la covariation observées dans plusieurs séries. Il est peut probable que les modèles théoriques mis au point fournissent une explication adéquate à la fois des variations saisonnières et des variations cycliques et certainement tout à fait inconcevable que les mêmes paramètres puissent s'appliquer aux deux. Mais étant donné la séquence de données disponibles, il est manifestement impossible d'ajuster des modèles séparés pour des éléments saisonniers et non saisonniers plus ou moins complexes, même si ces éléments séparés pouvaient être bien identifiés.

La nature et les rapports internes entre les fluctuations saisonnières représentent essentiellement un mystère et il faudrait déborder largement le cadre de cette étude pour entreprendre une recherche adéquate sur le sujet. Ce que nous avons essayé de faire consistait à cerner le problème dans son ampleur. Nous avons aussi établi que, mesurés de façon conventionnelle, les éléments saisonniers semblent dépendre des conditions économiques telles que reflétées par le taux de chômage. Ce résultat est inquiétant en ce sens que les données désaisonnalisées contiennent encore, croit-on, une moyenne d'éléments saisonniers. Compte tenu des grandes fluctuations saisonnières observées, les relations entre facteurs saisonniers sont peut-être toujours responsables de l'association trouvée entre des données soi-disant non saisonnières. Pour résoudre le problème, nous avons suggéré un autre ajustement, plutôt ad hoc, aux données désaisonnalisées afin de les faire correspondre au point minimum plutôt qu'au point de fluctuation saisonnière moyenne. Il faut souligner que, dans les recherches ultérieures, ces nouvelles données du mois du minimum ont résulté non seulement en des modèles différents, mais aussi dans quelques cas en des modèles qui semblaient mieux expliquer les données. Manifestement, ces résultats ne prouvent pas que l'ajustement du mois du minimum soit correct; ils révèlent plutôt le besoin impératif d'une meilleure compréhension des fluctuations saisonnières ainsi que de méthodes pour les résoudre qui soient nettement mieux adaptées à la nature des phénomènes en jeu que les méthodes conventionnelles et ad hoc dont on se sert actuellement.

Nous avons commencé le travail empirique en construisant quelques modèles très simples sur les rapports entre les variables du chômage et de la main-d'oeuvre. Ces modèles

ont très bien réussi en ce sens qu'ils ont permis d'obtenir des ajustements serrés, bien que ce ne soit pas toujours le cas avec les modèles sur la durée et sur la transition entre les différentes catégories, basés sur les souvenirs des répondants à l'Enquête sur la main-d'oeuvre. A plusieurs reprises, ces modèles donnent une meilleure indication des schémas dans la structure du chômage que ne le font les modèles plus compliqués ajustés ultérieurement. Cependant, il y a des indications que ces derniers modèles fournissent des explications supérieures au plan statistique. Nous nous sommes servi des modèles simples dans un exercice de simulation pour déterminer si la structure du chômage est en train de se modifier. La seule source majeure de changement que nous avons trouvée provient des variations dans les schémas saisonniers, bien que nous ayons également observé certaines tendances qui indiqueraient que le taux de chômage a atteint son minimum pour des conditions données des marchés du travail au début des années soixante. Ce genre de modèle ne révèle pas comment interpréter la signification de ces changements, en particulier ceux associés à des schémas saisonniers changeants pour les taux de chômage que l'économie est susceptible d'occasionner. Cela est dû en partie au fait que ce genre de modèle n'est pas relié au reste de l'économie. Les modèles simples mis au point n'indiquent pas non plus que le chômage déguisé représente un problème majeur dont on doit tenir compte dans l'évaluation du taux de chômage.

L'examen des données sur les embauchages, les placements et divers types d'emploi révèle quelque chose d'alarmant au sujet des données disponibles. Les placements et les embauchages ne sont que vaguement reliés et on peut supposer seulement qu'il en est de même pour le rapport entre les relevés disponibles sur les postes vacants et le nombre de postes vacants qui existent en réalité dans l'économie. Comme le révèle un examen du rapport d'association entre ces données sur les postes vacants et le taux de chômage, il y a certaines tendances qui indiquent superficiellement une détérioration du marché du travail. Cependant, étant donné la nature des données, on ne saurait présumer qu'il s'agit là d'une transformation authentique de l'économie. L'examen de la foule de données susceptibles de représenter les salaires ou les variations de salaire laisse également voir beaucoup d'hétérogénéité entre les différentes mesures, ce qui est inquiétant.

C'est dans des contextes divers que nous avons estimé les différents modèles reliés aux variables étudiées dans la partie théorique. Nos recherches ont porté d'abord sur les mouvements de main-d'oeuvre et les variations de l'emploi qui semblaient être reliés aux mouvements de base entrant dans le taux de chômage. Nous avons commencé par ajuster ces modèles aux données sur l'agrégat industriel, puis à celles sur les grandes divisions de la Classification des activités économiques. Nous avons ensuite examiné les taux de chômage et les taux de participation à la main-d'oeuvre à l'aide des mêmes modèles et enfin, nous avons ajusté les équations sur les variations de salaire.

Nous avons déjà longuement discuté ces équations, et peut-être même trop longuement, étant donné l'absence d'anticipations a priori à leur sujet; mais cette étude paraissait nécessaire pour établir les principales conclusions. Ces modèles démontrent d'abord qu'il y a de fortes indications en faveur de l'opportunité d'adopter des modèles assez complexes. Les équations s'y ajustent bien et une foule de variables différentes y sont hautement significatives au moins dans certaines parties de l'étude. Tel est notamment le cas de plusieurs variables utilisées pour les postes vacants. On y remarque des schémas longs et en apparence complexes de décalage réparti. A plusieurs reprises, le signe et l'ampleur des coefficients peuvent surprendre si on anticipe leur valeur à partir d'une simple évaluation des associations qui semblent raisonnables au niveau individuel, même s'ils ne sont pas tout à fait inattendus en raison des considérations exposées sur la nature réelle des coefficients à estimer. Nous n'avons pu vraiment déterminer quelles parties des modèles théoriques pouvaient être reliées aux valeurs courantes de certaines variables indépendantes. Le fait peut provenir d'erreurs dans les données, de problèmes quant à l'identification des parties des autres variables qui représentent soit des conditions réelles, soit des conditions perçues, des divergences au plan conceptuel entre les variables utilisées et celles qui devraient l'être, ou encore d'hypothèses erronées. Nous n'avons remarqué aucun schéma simple dans les signes et l'ampleur relative des coefficients de différentes équations, ni à propos du même genre de phénomène ou de phénomènes différents, si bien qu'il a été impossible d'en arriver à une simple interprétation d'ensemble. Cette conclusion n'a rien d'étonnant quand les valeurs relatives réelles des paramètres varient

beaucoup car alors on ne s'attend à aucun schéma et ce, surtout à cause de la "réduction" conceptuelle nécessaire à l'élimination des variables non observables. Elle pourrait aussi découler d'erreurs dans les variables si les paramètres sous-jacents ne sont pas tous les mêmes, ce qui semble difficilement être le cas. Toutefois, et quelle qu'en soit la raison, nous nous retrouvons avec une description du marché du travail qui n'est ni simple ni facile à interpréter mais qui semble néanmoins préférable aux explications plus rudimentaires.

Il vaut la peine de souligner que cet ensemble de résultats s'applique en particulier aux équations des variations de salaire. Une partie du travail théorique jette un doute sur le genre d'interprétation que l'on peut donner à la courbe de Phillips utilisée et estimée de façon conventionnelle. Il est évident depuis longtemps qu'on ne saurait obtenir des estimations définies de cette courbe que par l'emploi de techniques statistiques pour le moins douteuses. Ces techniques peuvent se justifier si l'on est absolument sûr qu'il existe réellement une courbe de Phillips ayant des propriétés assez bien connues, mais théoriquement, une telle confiance semble mal placée. Les travaux récents effectués par Archibald, Kenmis et Perkins (1971) sur le Royaume-Uni jettent un doute sérieux sur la validité d'une courbe de Phillips au point de vue empirique. Par ailleurs, le bilan des tentatives pour "rafistoler" la courbe de Phillips pour les Etats-Unis, revu par Eckstein et Brinner (1972), engendre le scepticisme quant à son utilité pour l'économie de ce pays. Notre étude n'apporte rien qui permette de croire en l'existence d'une courbe de Phillips simple pour le Canada et la courbe la plus fréquemment utilisée pour le Canada, celle de Bond, Bodkin, Reuber et Robinson (1967), n'a pas de fondement plus solide que celles pour les autres pays. Ce qui en ressort, c'est notre conviction que le processus à l'oeuvre est plus complexe.

Le tableau présenté par cette étude des mécanismes du marché du travail en est un d'une complexité impénétrable. Nous n'avons pas exploré comment ses diverses parties pouvaient s'ajuster entre elles de façon à expliquer l'évolution des marchés du travail, ni comment les valeurs des différentes variables évolueraient par suite de modifications aux différentes conditions. Un certain nombre de raisons nous ont poussé à ne pas poursuivre une exploration de

ce genre qui aurait nécessité une simulation à l'aide d'un modèle renfermant les paramètres estimés. La principale est que les délais limités qui nous ont été imposés par l'organisme qui a parrainé la recherche ont exclu la possibilité d'entreprendre des exercices de simulation. Dans le même ordre d'idées, on aura noté que certaines parties du travail n'ont été exécutées que d'une façon passablement superficielle. En outre, nous n'avons pas étudié certaines variables pour lesquelles on aurait eu besoin d'équations. Parmi les omissions les plus évidentes sont les variables des postes vacants pour lesquelles on pourrait facilement mettre au point des modèles du genre de ceux ajustés au cours de cette étude¹. Par ailleurs, il ne nous semblait pas raisonnable de faire une simulation basée sur un produit intérieur réel et des prix déterminés à l'extérieur bien qu'il soit possible de fonder l'opération sur la valeur nominale créée de façon externe pour la production. Si nous avons tenu compte du produit intérieur brut ou des prix, nous aurions largement dépassé le cadre de cette étude.

Nous avons tenu compte de deux autres considérations non moins importantes dans la décision de ne pas poursuivre l'exercice de simulation (en écourtaud le travail déjà fait afin d'avoir le temps de l'effectuer). La première est le caractère ambigu de quelques-unes des spécifications adoptées combiné à la nette indication qu'un certain nombre de variantes de spécification, différentes en apparence et qui ne donnent pas, semble-t-il les mêmes résultats, sont souvent tout aussi susceptibles d'être les variantes appropriées. Pour être utile, la simulation doit explorer la résistance des résultats aux variations dans la spécification, bien qu'il soit encore plus souhaitable de mieux établir les spécifications. Le plus important demeure toutefois le fait que, pour la plupart des problèmes intéressants

¹En fait, nous avons exploré dans une mesure limitée quelques-uns de ces modèles pour les postes vacants disponibles et les postes restés vacants. Ils ont plusieurs des propriétés des équations déjà présentées et discutées et s'ajustaient de très près aux données; tous les groupes de variables et plusieurs des coefficients individuels y sont significatifs; on y remarque des décalages prononcés; enfin, aucun schéma défini n'y est évident.

à examiner, les équations ne sont probablement pas appropriées au plan conceptuel et leurs spécifications ne sont pas assez étendues. Les coefficients qui ont été estimés sont de forme semi-réduite et hautement sujets à être "contaminés" par des erreurs dans les données. De tels paramètres sont utiles pour envisager dans le temps le fonctionnement d'un système dont la structure demeure inchangée sur la base de changements dans les variables exogènes (en l'occurrence le produit intérieur brut et les prix à la consommation) du genre de celles qui se sont manifestées dans le passé. La plupart des problèmes de politique d'un intérêt quelconque concernent les effets des modifications dans les politiques de la main-d'oeuvre ou les autres dispositions au chapitre du chômage ou dans les politiques de revenu. Des politiques de ce genre sont susceptibles d'exercer un effet soit sur les paramètres structurels des modèles, soit sur les variables qui entrent dans ces équations structurelles que nous avons traitées comme constantes. Cette étude ne prétend aucunement estimer les paramètres structurels, et les effets des changements de politique sont inclus dans la tendance ou les autres variables². Ainsi, les modèles actuellement formulés peuvent seulement tenter d'exprimer les effets des changements dans la gestion de la demande et encore là, seulement si ceux-ci sont accompagnés de changements dans d'autres politiques du genre de celles qui ont été appliquées dans le passé. Compte tenu des autres raisons qui nous ont justifiés de ne pas effectuer de simulation, il nous a semblé inutile de poursuivre un effort dans ce sens.

Les modèles élaborés dans cette étude n'offrent donc essentiellement de l'intérêt qu'en indiquant ce que les marchés du travail ne sont pas, c'est-à-dire un ensemble de

²Quelques-uns des principaux programmes récents affectant le chômage, comme les modifications radicales qui viennent d'être apportées au champ d'application et aux dispositions de l'Assurance-Chômage ou encore les Projets d'initiative locale sont entrés en vigueur après que les séries de données utilisées ici se soient terminées. D'autres programmes cependant ont été mis au point et modifiés au cours de la période d'observation. Le fait qu'ils ne semblent pas se manifester dans les résidus est seulement une indication que leurs effets sont englobés dans d'autres variables ou combinés à d'autres effets non spécifiés, et non pas que les programmes n'ont pas eu d'effet.

mécanismes faciles à concevoir ou à visualiser, ou dont l'évolution est facile à prévoir. Pour cela, il nous faudrait procéder à une autre recherche d'envergure, recherche qu'on ne saurait mener à bien en apportant des retouches à des rapports empiriques simplistes.

LES DONNEES ET LA RECHERCHE ULTERIEURE

On a fréquemment évoqué, au cours de cette étude, le problème de l'inexactitude et de l'insuffisance des données. On pourrait ainsi croire qu'avec des données meilleures, on pourrait accomplir plus; on pourrait aussi croire que nous voulons effectué une certaine critique de la collecte des statistiques. Nous n'avons pas l'intention de présenter ce genre de critique et il serait inexact de dire qu'elle est implicite. Ce qui ressort effectivement de nos travaux, c'est l'insuffisance des outils de recherche dont nous nous sommes servi pour étudier les marchés du travail.

Etant donné les objectifs limités de l'étude, la méthode utilisée consistait avant tout à faire une analyse par régression multiple; celle-ci, en présence de données faibles ou d'une spécification incorrecte, ne permet tout simplement pas une estimation des paramètres structurels qui nous révéleraient une compréhension suffisante de la nature des phénomènes à l'étude. Une régression est susceptible de révéler les genres d'influences qui semblent commander le jeu des processus et la nature de la plupart des associations directes; bien que ces associations impliquent non seulement les associations directes ou "réelles", mais aussi celles qui sont provoquées par les effets de limitations des données et de l'imposition par les spécifications adoptées de façons d'envisager les mécanismes. Une telle méthode est conforme aux pratiques adoptées dans de nombreuses études antérieures et elle convient au type de recherche entreprise ici; mais on peut entrevoir le besoin de recourir à d'autres méthodes.

En vue de tenir compte de la faiblesse des données, on a probablement besoin de deux autres choses. La première, c'est une reconnaissance explicite des erreurs implicites aux méthodes utilisées; la deuxième peut être l'utilisation d'un grand nombre de données sur des phénomènes semblables, ce qui aide à établir leur nature fondamentale et la portée de l'erreur présente. Les renseignements qui sont disponi-

bles doivent quand même être utilisés à fond. Par exemple, nous n'avons pas utilisé les estimations des erreurs d'échantillonnage qui accompagnent les données tirées de l'enquête sur la main-d'oeuvre. Ces erreurs de calcul accompagnent aussi l'enquête sur les postes vacants, instituée récemment, et il est fort possible que ces chiffres et les relations qui sont en train de se révéler entre eux, ainsi que les données sur les postes vacants, conceptuellement très différentes et dont nous nous sommes servi, permettraient une meilleure application des chiffres en question bien avant que la séquence des données provenant de l'enquête sur les emplois vacants soit assez longue pour permettre une analyse approfondie des séries chronologiques. Il faut aussi signaler que les renseignements pertinents aux sujets que nous avons étudiés peuvent se trouver dans les données provenant des opérations de la Commission d'Assurance-Chômage, données que nous n'avons pas du tout utilisées - et dans les données provenant des Centres de Main-d'oeuvre du Canada et du Service national de placement et que nous n'avons pas étudiées.

Nous doutons qu'une telle recherche soit fructueuse et que de meilleures données faciliteraient certes les tâches. Toutefois, le point de vue adopté quant aux marchés du travail signifie essentiellement que l'on ne peut comprendre ces marchés qu'en termes de flux dans le temps et beaucoup d'eau coulera sous les ponts avant qu'une nouvelle série de données nous offre suffisamment d'observations nous permettant d'obtenir de bonnes solutions. Cette attitude n'infirmes pas l'utilité des analyses à court terme ou par recoupements et ne nie pas que l'on ait beaucoup à apprendre sur les autres salaires. La récente étude de Maki (1972) révèle très bien ce qu'on peut apprendre en examinant une série très limitée d'observations et l'étude directe des mécanismes de certaines parties du marché peut être extrêmement révélatrice³. On ne peut cependant pas s'attendre à ce que de telles études révèlent les mécanismes globaux des marchés du travail dans le temps et il est possible que seul le développement d'une séquence de données plus clairement pertinentes que les données

³Une étude en cours sur les décisions des employeurs, entreprise par G.G. Johnson pour le compte de la Commission des Prix et des Revenus renferme un certain nombre de conclusions et ouvre de nouveaux horizons. Il faut espérer que ces résultats pourront être publiés dans un très proche avenir.

disponibles puisse résoudre les problèmes.

Certes, les données disponibles comportent des imperfections qui, nous l'espérons, seront corrigées. Quant au genre d'étude que nous avons entreprise, les imperfections les plus importantes se retrouvent au chapitre des salaires, dont la nature de la plupart des données est désespérément étrangère à ce qui pourrait être compris comme variable directe et appropriée au fonctionnement des marchés du travail. On peut certainement améliorer en adoptant une mesure des gains réguliers. L'existence d'un indice des salaires annuels semble indiquer que les problèmes d'établissement des chiffres-indices des salaires à des intervalles plus fréquents et à champ d'application plus élargi, ne seraient pas insurmontables.

Par ailleurs, quelques-uns des flux importants qui se produisent dans les marchés du travail et qui peuvent nécessiter une étude distincte ne sont pas mesurés. Les séries qui étaient disponibles sur les embauchages et les cessations d'emploi ont été abandonnées et n'ont pas été remplacées jusqu'ici. Les données sur les mouvements bruts sont basées sur des souvenirs au lieu d'être basés sur des faits; elles ne mesurent pas les transferts dans l'emploi et n'enregistrent pas les raisons de l'abandon d'emploi. L'enquête sur les postes vacants, aussi remarquable qu'elle soit en conception et en exécution, n'enregistre pas les flux en direction et en provenance de l'emploi qui vont de pair avec ces postes vacants⁴. Les données sur les salaires allant de pair avec les postes vacants ne sont toujours pas recueillies; il en est de même des chiffres qui permettraient de comparer

⁴On a dit que ces remarques ressemblent au fait de se plaindre par exemple que le Boeing 747 ne vole pas à une plus grande vitesse. Notre critique revient plutôt à dire qu'on a construit un 747, en ne disposant des sièges que dans un seul compartiment. Bien entendu, nous voulons dire surtout que, pour les besoins de la recherche, les données qui sont associées avec les mesures conçues et classifiées de façon comparable pour des phénomènes apparemment reliés sont plus utiles que les données où les quantités concernées sont mesurées sur des bases différentes ou ne sont pas du tout mesurées, quelle que puisse être la qualité de la mesure d'une seule série.

les taux de salaire à l'embauchage et les taux généralement payés.

Nous pourrions allonger énormément la liste des données additionnelles qui seraient souhaitables. Il reste que les données actuellement disponibles n'ont probablement pas été exploitées à fond et qu'il existe de gros problèmes méthodologiques ou techniques à surmonter avant de pouvoir faire des analyses satisfaisantes soit à l'aide de ces données soit à l'aide des données qu'il reste à produire. Par exemple, pour analyser et traiter la désaisonnalisation, il importe de répondre au problème méthodologique en élaborant une méthode appropriée avant de se fier aux résultats que les données révéleraient.

IMPLICATIONS

Il est d'usage de conclure un rapport de ce genre en fournissant une liste de recommandations sur une politique à adopter. Nous n'allons pas procéder ainsi, étant donné surtout que la nature des conclusions est telle qu'il n'en résulte pas de recommandations fermes. Notre étude révèle que les mécanismes qui régissent les marchés du travail sont passablement plus compliqués qu'on ne le suppose en général. Il ne s'agit pas de nier que le tableau généralement présumé ne fournit pas une première ébauche du processus qui entraîne les problèmes conjoints de l'inflation et du chômage. Un ~~compte~~-rendu - tel que celui incorporé au Rapport final de la Commission des prix et des revenus - basé sur l'interprétation de la preuve apportée par les antécédents et conforme à une foule d'associations découvertes dans ces antécédents, sert de condensé des preuves disponibles et de point de départ pour continuer les recherches.

Les résultats de cette étude n'infèrent pas que les salaires n'augmentent pas plus rapidement lorsque des pressions du type de la demande excédentaire se manifestent sur les marchés du travail, ni que les attentes ne jouent pas un rôle mineur en prolongeant et en continuant le processus. En réalité, la prédominance, dans nos modèles, d'effets puissants provenant des postes vacants et des variations décalées des salaires et des prix, nous oriente dans ces directions. Par ailleurs, il n'y a rien qui exclut la proposition inverse qui a été avancée dans les parties de notre étude consacrées à la théorie, à savoir que les variations des salaires jouent

un rôle capital dans les fluctuations de l'emploi et que des taux en hausse d'augmentation en espèces des salaires jouent nécessaires si l'on veut obtenir des taux de chômage réduits. Or, même si ces effets se font sentir, nos résultats révèlent que leur fonctionnement est susceptible d'être compliqué. Ces complexités, et notamment celles qui proviennent des façons compliquées par lesquelles les postes vacants semblent intervenir, peuvent très bien permettre des occasions d'appliquer une foule de programmes de main-d'oeuvre et une variété d'autres dispositions en vue d'aboutir à des résultats globaux plus satisfaisants du fonctionnement de l'économie; mais tant que l'on n'aura pas une meilleure compréhension des mécanismes du marché du travail, les divers changements de politique peuvent très bien nous réserver des surprises.

Nous pouvons très bien illustrer la situation en citant les modifications récentes apportées aux dispositions de l'Assurance-Chômage. On pourrait estimer que ces modifications sont appelées à "déplacer" la position de la courbe Phillips et à produire des taux plus élevés de chômage allant de pair avec d'autres conditions économiques, même en modifiant tant soit peu la nature du chômage et ses effets sur les chômeurs. Nous ne connaissons pas cependant la portée de ce déplacement et comme les processus de détermination des salaires et de détermination du chômage sont passablement plus compliqués qu'une courbe simple, nous ignorons dans quelle mesure la structure des marchés du travail a été affectée et nous ne pouvons simplement évaluer cet effet qu'en termes d'un déplacement d'une courbe simple. Il s'ensuit qu'il serait très difficile d'évaluer les effets du programme ou les conditions qui en résultent et qui ont été enregistrées sur le rendement de l'économie.

On pourrait étendre ces problèmes d'évaluation à toute la gamme de décisions politiques adoptées en vue d'améliorer les occasions d'emploi, les occasions de tirer des revenus et de réduire les disparités économiques régionales. La complexité révélée par notre étude indique que la compréhension indispensable ne pourra être acquise facilement ni rapidement. Par ailleurs des méthodes simplifiées à outrance, (telles que la courbe Phillips semble se présenter maintenant), sont susceptibles de créer les mêmes dilemmes et les mêmes désastres qui se sont produits lorsqu'on s'est rendu compte qu'il n'existait aucune compensation immédiate et di-

recte entre le niveau du chômage et le taux de variation des prix et que la série des opportunités était à la fois plus compliquée et aussi moins bien connue au point de vue quantitatif que ne le suggère la courbe Phillips.

BIBLIOGRAPHIE

- Allingham, John D. (1967), Demographic Background to Change in the Number and Composition of Female Wage-earners in Canada, 1951 to 1961, Special Labour Force Studies, B, 1, Imprimeur de la Reine, Ottawa.
- Allingham, John D. et Spencer, Byron G. (1968), Women Who Work: Part 2, Married Women in the Labour Force: The Influence of Age, Education, Child-bearing Status, and Residence, Special Labour Force Studies, B, 2, Imprimeur de la Reine, Ottawa.
- Almon, Shirley (1965), "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures," Econometrica, 30, 1, pp. 178-196.
- Archibald, G.C. (1965), "The Qualitative Content of Maximizing Models", The Journal of Political Economy, LXXIII, 1, pp. 27-36.
- Archibald, G.C. (1969), "The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment", American Economic Review, LIX, 2, pp. 124-34.
- Archibald, G.C., Kemmis, Robyn, et Perkins, J.W. (1971), "Excess Demand for Labour, Unemployment and the Phillips Curve: A Theoretical and Empirical Study," Discussion Paper 34, Department of Economics, University of Essex.
- Black, Stanley W., et Russell, R. Robert (1969), "Participation Functions and Potential Labour Force", Industrial and Labour Relations Review, pp. 84-94.
- Bodkin, Ronald G., Bond, Elizabeth P., Reuben, Grant L., et Robinson, T. Russell (1967), Price Stability and High Employment: The Options for Canadian Economic Policy: An Econometric Study, Special Study 5, Conseil économique du Canada, Imprimeur de la Reine, Ottawa.
- Bowen, W.G. (1960), The Wage-Price Issue: A Theoretical Analysis, Princeton University Press, Princeton.

- Brechling, F.P.R. (1965), "The Relationship Between Output and Employment in British Manufacturing Industries", The Review of Economic Studies, XXXII (3) 91, pp. 187-216.
- Brechling, Frank, et O'Brien, Peter (1967), "Short-Run Employment Function in Manufacturing Industries: An International Comparison", Review of Economics and Statistics, XLIX, 3, pp. 277-87.
- Cragg, J.G., (1967), "On the Relative Small-Sample Properties of Several Structural-Equation Estimators", Econometrica, 35, 1, pp. 89-110.
- Cragg, J.G. (1971), "On the Use of Proxy Variables", miméo.
- Cragg, J.G. (1971b), "Internal Factors and Canadian Inflation", dans N. Swan et D. Wilton, éditeurs, Inflation and the Canadian Experience, Industrial Relations Centre, Queen's University, Kingston.
- Cragg, J.G. et Young, H.T., (1973), "Schémas d'évolution des variations de prix" dans Réflexions sur les variations de prix, préparé pour la Commission des prix et des revenus, Imprimeur de la Reine, Ottawa.
- Dawson, Donald A. et Denton, Frank T. (1972), "Some Models for Simulating Canadian Manpower Flows and Related Systems", Working paper 72-14, Department of Economics, McMaster University.
- Denton, Frank T. (1972), "A Simulation Model of Month-to-Month Labour Force Movement in Canada," Working papers 72-11, Department of Economics, McMaster University.
- Dicks-Mireaux, L.A., et Dow, J.C.R., (1959), "The Determinants of Wage Inflation: United Kingdom, 1946-56". Journal of the Royal Statistical Society, 122, II, pp. 145-74.
- Eckstein, Otto (1968), "Money Wage Determination Revisited", The Review of Economic Studies, 35(2), 102, pp. 133-43.

- Eckstein, Otto, et Brinner, Roger (1972), The Inflation Process in the United States, Joint Economic Committee, U.S. Congress, U.S. Government Printing Office, Washington.
- Fisher, Irving (1926), "A Statistical Relation Between Unemployment and Price Change", International Labour Review, XIII, 6, pp. 785-92.
- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", American Economic Review, LVIII, 1, pp. 1-18.
- Goldberger, Arthur S. (1964), Econometric Theory, Wiley, New York.
- Hicks, J.R. (1948), The Theory of Wages, New York.
- Hildreth, Clifford et Lu, John Y. (1960), "Demand Relations with Autocorrelated Disturbances," Technical Bulletin 2-76, Agricultural Experiment Station, Michigan State University.
- Holt, Charles C., et David, Martin H. (1966), "The Concept of Job Vacancies in a Dynamic Theory of the Labour Market" dans The Measurement of Job Vacancies, pp. 73-110, National Bureau of Economic Research, New York.
- Holt, Charles C. (1969), "Improving the Labour Market Trade-Off Between Inflation and Unemployment", American Economic Review, LIX, 2, pp. 135-46.
- Holt, Charles C. (1970), "Job Search, Phillips' Wage Relation, and Union Influence: Theory and Evidence", dans Edmund S. Phelps et autres, Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory, pp. 53-123, Norton, New York.
- Hutton, Mary et Polianski, A.V. (1966), "Gross Movements of the Labour Force," Manpower Supply Studies, Report 1, Research Branch Program Development Service, Department of Manpower and Immigration, Ottawa.
- Johnston, J. (1972), Econometric Methods, McGraw-Hill, New York.

- Kaldor, N. (1959) "Economic Growth and the Problem of Inflation", Economica, NS. 26, première partie (août) pp. 212-26, deuxième partie (novembre), pp. 287-98.
- Kaliski, S.F. (1964), "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in Canada", International Economic Review, r, 1, pp. 1-33.
- Lipsey, R.G. (1960), "The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis", Economica, XXVII, pp. 1-31.
- Maki, Dennis R. (1972), Search Behaviour in Canadian Job Markets, Special Study 15, Conseil économique du Canada, Imprimeur de la Reine, Ottawa.
- Mortensen, Dale T. (1971), "Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve", American Economic Review, 1970, pp. 847-62.
- Officer, Lawrence H., et Anderson, Peter R. (1969), "Labour Force Participation in Canada", Canadian Journal of Economics, II, 2, pp. 278-87.
- Oi, Walter Y. (1962), "Labour as a Quasi-Fixed Factor", The Journal of Political Economy, LXX, 6, pp. 538-55.
- Penz, Peter (1970), Structural Unemployment: Theory and Measurement, Canada Department of Manpower and Immigration, Ottawa.
- Phelps, Edmund S. (1967), "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", Economica, XXXIV, 135, pp. 254-81.
- Phelps, Edmund S. (1968), "Money-Wage Dynamics and Labour Market Adjustment", The Journal of Political Economy, 76, 4-II, pp. 678-711.
- Phelps, Edmund S. (1969), "The New Micro-Economics in Inflation and Employment Theory", American Economic Review, LIX, 2, pp. 147-60.

- Phelps, Edmund S. et al (1970), Micro-economic Foundation of Employment and Inflation Theory, Norton, New York.
- Phillips, A.W. (1958), "The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957", Economica, N.S, XXV, 100, pp. 283-99.
- Saunders, George (1965), "Wage Determination in Canada", Occasional Paper 3, Economics and Research Branch, Canada, Department of Labour, Imprimeur de la Reine, Ottawa.
- Schultze, C.L. (1959), "Recent Inflation in the United States", U.S. Congress, Joint Economic Committee, Study of Employment Growth and Price Levels, Study Paper 1.
- Shiskin, Julius, Young, Allen H., et Musgrave, John C. (1967) "The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program", U.S. Bureau of the Census, Government Printing Office, Washington.
- Simler, N.J., et Tella, Alfred (1968), "Labour Reserves and the Phillips Curve", The Review of Economics and Statistics, L, 1, pp. 32-49.
- Smith, David C. (1965), "Seasonal Unemployment and Economic Conditions", dans Ross, Arthur M., éditeur, Unemployment Policy and the Labour Market, pp. 191-209, University of California Press, Berkeley.
- Sparks, Gordon R., et Wilton, David A. (1969), "Determinants of Negotiated Wage Increases: An Empirical Analysis", miméo.
- Spencer, Byron G., et Featherstone, Dennis C. (1970), "Married Female Labour Force Participation: A Micro Study", Dominion Bureau of Statistics, Special Labour Force Studies, Series B, N., 4, Imprimeur de la Reine, Ottawa.
- Stigler, George J. (1962), "Information and the Labour Market", The Journal of Political Economy, LXX, 5(2), Supplement pp. 94-105.

- Sylos-Labini, P. (1971), "Oligopoly, Unions and Inflation" dans N. Swan and D. Wilton, éditeurs, Inflation and the Canadian Experience, Industrial Relations Centre, Queen's University, Kingston.
- Swidinsky, R. (1969), "Unemployment and Labour Force Participation: The Canadian Experience", Discussion Paper 16, Department of Economics, The University of British Columbia.
- Swidinsky, Robert (1971), "Trade Union Aggressiveness and Wage Determination in Canada", Discussion Paper 62, Department of Economics, University of British Columbia.
- Taylor, Jim (1970), "Hidden Unemployment, Hoarded Labour and the Phillips Curve", Southern Economic Journal, XXXVII, 1, pp. 1-16.
- Taylor, Lester D., Turnovsky, Stephen J., et Wilson, Thomas A. (1973), Le processus inflationnaire dans le secteur manufacturier nord-américain, préparé pour la Commission des prix et des revenus, Imprimeur de la Reine, Ottawa.
- Tella, Alfred (1964), "The Relation of Labour Force to Employment", Industrial and Labor Relations Review, 17, 1964, pp. 454-69.
- Theil, Henri (1954), The Linear Aggregation of Economic Relations, North-Holland, Amsterdam.
- Thompson, W. (1966), "Collection and Use of Job Vacancy Data in Canada", dans The Measurement and Interpretation of Job Vacancies, pp. 173-94, National Bureau of Economic Research, New York.
- Thorner, H. (1966), "Application of Decision Theory to Econometrics", thèse de doctorat non publiée, Department of Economics, University of Chicago.
- Vanderkamp, John (1966), "Wage and Price Level Determination: an Empirical Model for Canada", Economica, NS, XXXIII, 130, pp. 194-212

Vanderkamp, John (1970), "Wage Adjustment, Productivity and Price Change Expectations," Discussion Paper 45, Department of Economics, The University of British Columbia.

Wilton, David A. (1969), "Wage Determination at the Industry Level," Discussion Paper 13, Institute for Economics Research, Queen's University, Kingston.