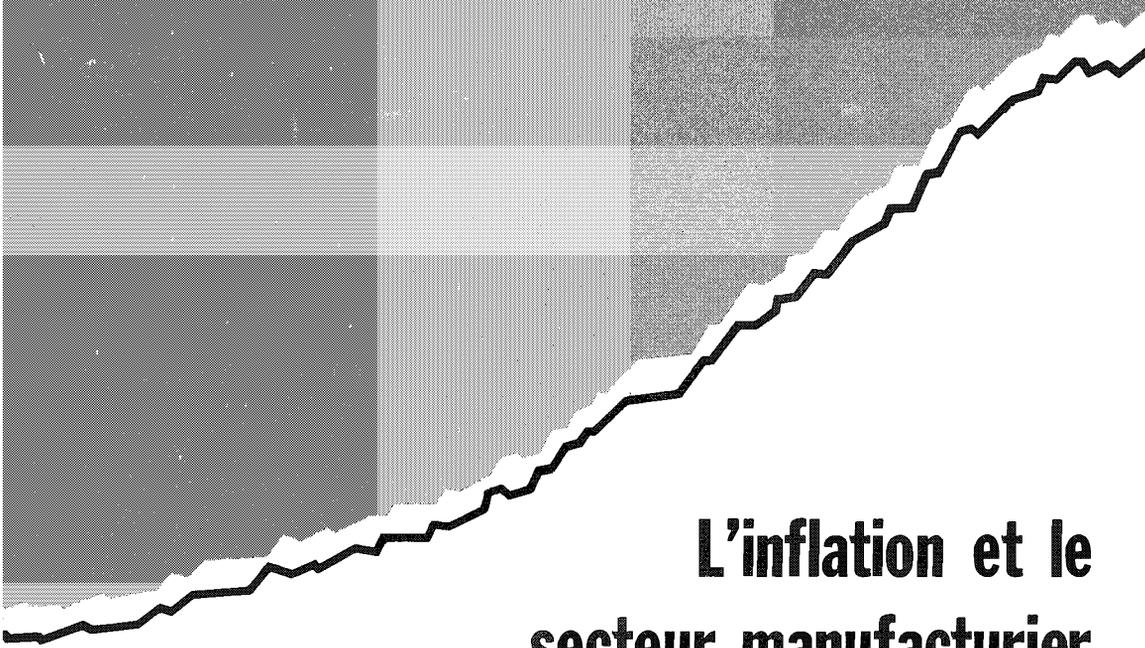


COMMISSION
DES PRIX
ET DES
REVENUS



**L'inflation et le
secteur manufacturier
nord-américain**

LIBRARY OF PARLIAMENT
CANADA
FEB 28 1974
BIBLIOTHÈQUE DU PARLEMENT

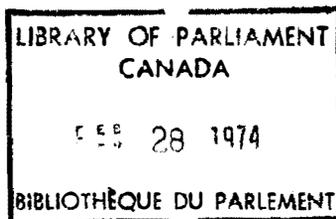
HB
235
C2
A274
T39



Le processus inflationnaire et le secteur manufacturier nord américain

par

Lester D. Taylor
Stephen J. Turnovsky
Thomas A. Wilson



«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».

«La recherche effectuée pour ce rapport a été financée par un contrat d'un contrat passé entre la Commission des prix et des revenus et The Institute for the Quantitative Analysis of Social and Economic Policy at the University of Toronto. Une partie de la recherche portant sur les États-Unis a été financée par la National Science Foundation of the United States».

Institute for the Quantitative
Analysis of Social & Economic Policy
University of Toronto
Mars 1972

© 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 \$3.75 N° de catalogue RG 33-11-1973F

Prix sujet à changement sans avis préalable

Information Canada
Ottawa, 1973

PRÉFACE

Ce projet de recherches a été entrepris au cours de l'été 1970, et le travail a été effectué à l'Université de Toronto et à l'Université du Michigan. Les premières ententes financières relatives à ces recherches ont été conclues entre la Commission des prix et des revenus et l'Institute for the Quantitative Analysis of Social and Economic Policy de l'Université de Toronto. Toutefois, la U.S. National Science Foundation (GS-3265) a fourni les fonds pour la partie du travail ayant trait aux États-Unis. L'aide financière de ces deux organismes a été vivement appréciée. Notons par ailleurs que les opinions émises sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de la Commission, de l'Institute ou de la Foundation.

Les trois auteurs ont pleinement participé à l'élaboration d'ensemble du projet. M. Taylor s'est chargé des recherches empiriques touchant l'économie des États-Unis, et a rédigé les dernières versions des chapitres six et sept. MM. Turnovsky et Wilson se sont partagé la responsabilité des recherches empiriques touchant le Canada et ont rédigé conjointement les dernières versions des autres chapitres. Tous trois ont pris part à l'indispensable travail de révision.

Il va de soi qu'on ne pouvait mener à bien un projet d'une telle envergure sans l'aide et le concours d'un grand nombre de personnes. Nous sommes particulièrement redevables à Phyllis Clark, à Jan Duinker et à Georges Ugray, tous de l'Université de Toronto, pour leur collaboration précieuse au niveau des recherches, ainsi qu'à Les Cseh, pour son travail de programmation des données sur les conventions canadiennes. M. Trent Gow s'est chargé de rassembler les données sur les salaires et l'emploi au Canada, et M. Don McFetridge a mis au point les indices des prix canadiens; tous deux ont compilé ces ensembles de données à l'aide de leurs travaux de recherches respectifs. M. Gordon Cameron a effectué quelques-unes des analyses de régression basées sur les données canadiennes. Des travaux auxiliaires de secrétariat ont été exécutés par Mlles Khaja Sayeeduddin et Julie Marshall.

Nous voudrions aussi témoigner notre appréciation à M. Joseph Caluori de la Commission des prix et des revenus pour sa contribution quant au regroupement des séries de données nécessaires à cette étude.

Nous sommes redevables à Mary Freppel, Angelo Mascarò, Amy Perrone, Susie Rust, Daniel et Nicole Weiserbs, et tout particulièrement à Janice Benaderet et Paul Sommers pour leur travail de secrétariat et de recherche sur les données américaines. Nous désirons aussi remercier M. Richard Herstein pour son travail de programmation, ainsi que MM. Otto Eckstein et James Craig de Data Resources Incorporated pour avoir mis à notre disposition leurs données sur les prix des entrées et de la production en ce qui concerne les industries des États-Unis.

Enfin, nous tenons à remercier Mlles. Annette Antkow, Leila Ganesh, Gay Kennard, Linda Kohn et Jessie Leger pour leur excellent travail de secrétariat pendant toute la durée des travaux.

TABLE DES MATIERES

Chapitre	Page
Préface	iii
un	
INTRODUCTION	1
La période de sondage	6
Aperçu de l'étude	8
deux	
LA THEORIE DES SALAIRES, DES PRIX ET DE LA PRODUCTIVITE DANS L'INDUSTRIE MANU- FACTURIERE	13
Introduction	13
La détermination des salaires	15
Les équations de la productivité	44
L'équation des prix	52
Modèle intégré de l'évolution des salai- res, de la productivité et des prix dans le secteur manufacturier	64
Considérations statistiques	67
trois	
L'EVOLUTION DES SALAIRES DANS L'INDUS- TRIE MANUFACTURIERE	71
Introduction	71
Les variables	76

Chapitre	Page
	Résultats des recherches empiriques 79
	L'influence de l'impôt direct sur la détermination des salaires 97
quatre	LA PRODUCTIVITE DE LA MAIN-D'OEUVRE DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE CANADIENNE .. 127
	Introduction 127
	Les variables 131
	Résultats des recherches empiriques 133
	Conclusions 140
cinq	LE COMPORTEMENT DES PRIX DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE CANADIENNE 177
	Introduction 177
	Les variables 178
	Résultats des recherches empiriques 183
	Quelques tests préliminaires de régimes des prix limitant l'accès au marché et la marge théorique de rendement 197
	Résumé et conclusions 201
six	LES SALAIRES NOMINAUX DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE AUX ETATS-UNIS 217
	Modifications apportées au modèle 218
	Variables et données 223
	Résultats des recherches empiriques 227
	L'incompatibilité entre les variations des salaires nominaux et du chômage 237
	Conclusions 239
	Annexe 255
sept	LA PRODUCTIVITE ET LES PRIX DANS L'INDUS- TRIE MANUFACTURIERE AMERICAINE 259
	A. La Productivité:
	Modèles analysés 259
	Données 261
	Résultats des recherches empiriques. 262
	Conclusions 285
	B. Les prix:
	Modèles analysés 287
	Données 288
	Résultats des recherches empiriques. 290

Chapitre		Page
	Comparaison avec des études contemporaines	299
	Conclusions	302
huit	LES LIENS INTERNATIONAUX	315
	Voies des influences internationales ..	315
	Calcul des effets exercés par les salaires et les prix américains	319
	Comparaison avec certaines études antérieures	334
	Résumé	344
neuf	COMPARAISONS INTERNATIONALES	345
	Comportement des salaires	345
	Résultats quant à la productivité	350
	Comportement des prix	353
dix	CONCLUSIONS ET CONSEQUENCES EN MATIERE DE POLITIQUE	361
	Annexe 1. CLASSIFICATION DES ACTIVITES ECONOMIQUES ET REGROUPEMENT.	373
	2. DONNEES CONCERNANT L'EMPLOI ET LES SALAIRES	376
	3. DONNEES SUR LES PRIX	381
	4. DONNEES SUR LA DEMANDE DE PRODUITS	394
	5. DONNEES FINANCIERES	396
	6. DONNEES SUR LA PRODUCTION, LA CAPACITE ET L'UTILISATION DE LA CAPACITE DE PRODUCTION ..	398
	7. DONNEES DIVERSES	400
	8. DONNEES STRUCTURELLES	400
	9. DONNEES SUR LES CONVENTIONS COLLECTIVES	405
	Bibliographie	411

TABLEAUX

Chapitre Tableau

trois	I	Equations des salaires dans l'ensemble du secteur manufacturier:
-------	---	--

	modèle basé sur les conventions collectives	106
II	Equations des salaires dans l'ensemble du secteur manufacturier: modèle standard. Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe; modèle international:	107
III	Modèle inter-industriel, premier type; demande sur le marché du travail: inverse du taux de chômage 1956-68.	108
IV	Modèle inter-industriel, deuxième type; demande sur le marché du travail: inverse du taux de chômage 1956-68	109
V	Modèle inter-industriel, troisième type; demande sur le marché du travail: inverse du taux de chômage 1956-68	110
VI	Modèle inter-industriel, premier type; demande sur le marché du travail: variation procentuelle de l'emploi 1956-68	111
VII	Modèle inter-industriel, deuxième type; demande sur le marché du travail: variation procentuelle de l'emploi 1956-68	112
VIII	Modèle inter-industriel, troisième type; demande sur le marché du travail: variation procentuelle de l'emploi 1956-68	113
IX	Modèle national Modèle inter-industriel, premier type; demande sur le marché du travail: inverse du taux de chômage 1956-68	114
X	Modèle inter-industriel, deuxième type; demande sur le marché du travail: inverse du taux de chômage 1956-68	115
XI	Modèle inter-industriel troisième type; demande sur le marché du travail: inverse du taux de chômage 1956-68	116

Chapitre	Tableau	Page	
	XII	Modèle inter-industriel premier type; demande sur le marché du travail: variation dans l'emploi 1956-68	117
	XIII	Modèle inter-industriel, deuxième type; demande sur le marché du travail: variation dans l'emploi 1956-68	118
	XIV	Modèle inter-industriel, troisième type; demande sur le marché du travail: variation dans l'emploi 1956-68	119
	XV	Validité de l'ajustement des divers modèles ..-.....	120
	XVI	Equations préférées des variations de salaires de la main-d'oeuvre directe; modèles basés sur les conventions collectives 1956-68	121
	XVII	Ensemble du secteur manufacturier: équations des salaires de la main-d'oeuvre directe, avec les diverses variables d'impôt possibles	123
	XVIII	Salaires de la main-d'oeuvre directe dans l'ensemble du secteur manufacturier: équations choisies, avec variables échelonnées selon l'impôt	125
quatre	XIX	Equations de productivité: (i) Ensemble de l'industrie manufacturière	143
		(ii) Aliments et boissons	144
		(iii) Tabac	145
		(iv) Caoutchouc	146
		(v) Cuir	147
		(vi) Textile	148
		(vii) Vêtement	149
		(viii) Bois	150
		(ix) Papier	151
		(x) Imprimerie et édition	152
		(xi) Métaux	153
		(xii) Matériel de transport	154
		(xiii) Produits minéraux non métalliques	155

Chapitre	Tableau	Page
	(xiv) Pétrole et charbon	156
	(xv) Produits chimiques	157
	(xvi) Industries manufacturières di- verses	158
XX	Elasticités et tendances générales:	
	(i) Ensemble de l'industrie manu- facturière	159
	(ii) Aliments et boissons	160
	(iii) Tabac	161
	(iv) Caoutchouc	162
	(v) Cuir	163
	(vi) Textile	164
	(vii) Vêtement	165
	(viii) Bois	166
	(ix) Papier	167
	(x) Imprimerie et édition	168
	(xi) Métaux	169
	(xii) Matériel de transport	170
	(xiii) Produits minéraux non métal- liques	171
	(xiv) Pétrole et charbon	172
	(xv) Produits chimiques	173
	(xvi) Industries manufacturières di- verses	174
XXI	Tendances relatives de la productivi- té des divers éléments de main-d'oeu- vre dans les différentes industries.	175
cinq	XXII Modèle général des prix	202
	XVIII Equations préférées des prix	204
	XXIV Résumé de la preuve décrivant l'im- portance statistique des variables explicatives dans l'équation des prix	206
	XXV Elasticités des prix calculées à par- tir des équations préférées	208
	XXVI Comparaison de la somme des élastici- tés des industries, pondérée par les coefficients des expéditions, avec les élasticités de l'ensemble du sec- teur manufacturier	209
	XXVII Equations additionnelles des prix pour l'ensemble du secteur manu- facturier	210

Chapitre	Tableau	Page
	XXVIII Elasticités à court terme des prix par rapport à la demande, en supposant une réaction nulle de la production	211
	XXIX Autres estimations des élasticités de la réaction des prix aux changements des coûts unitaires	212
six	XXX Equations des salaires dans l'industrie manufacturière américaine, variations procentuelles pour 4 trimestres	240
	XXXI Sommaire de modèles de salaires aux Etats-Unis; equations finales selon les méthodes des moindres carrés ordinaires et des moindres carrés généralisés	252
	XXXII Modèles de salaires aux Etats-Unis; variations des coefficients du coût de la vie d'après les équations selon la méthode des moindres carrés généralisés	253
	XXXIII Effet sur W d'une variation d'un point dans le taux de chômage, industrie manufacturière aux Etats-Unis	254
	XXXIV Main-d'oeuvre directe dans l'industrie manufacturière telle que reflétée dans les coefficients de pondération d'après les conventions collectives	258
sept	XXXV Equations des heures-hommes, industrie manufacturière américaine	273
	XXXVI Elasticités des heures-hommes, industrie manufacturière américaine	274
	XXXVII Taux d'accroissement à long terme de la productivité, industrie manufacturière américaine	275
	XXXVIII Equations des heures-hommes, industries manufacturières américaines à deux chiffres	276
	XXXIX Elasticités des heures-hommes, industries manufacturières américaines à deux chiffres	304

Chapitre	Tableau	Page
	XL Taux d'accroissement à long terme de la productivité; industries manufacturières américaines à deux chiffres	308
	XLI Equations des prix; industrie manufacturière américaine	309
	XLII Equations des prix, industries manufacturières américaines à deux chiffres	310
	XLIII Résumé des modèles de prix	312
	XLIV Elasticités du coût de production ..	313
huit	XLV Evaluation des répercussions de l'inflation à l'étranger sur l'évolution des prix et des salaires dans le secteur manufacturier au Canada, selon différentes hypothèses	325
	XLVI Analyse des effets produits par les modifications du taux de change lorsque les prix et les salaires s'accroissent de 1% aux Etats-Unis	331
	XLVII Liens internationaux: effets directs basés sur les équations préférées pour les différentes industries	332
	XLVIII L'influence à court terme des prix et des salaires américains, à l'échelon industriel comparaison entre nos résultats et ceux de Caves et Reuber .	336
	XLIX Effets implicites sur les prix et les salaires d'un accroissement de 1% des prix étrangers, dans deux modèles économétriques à grande échelle	341
neuf	L Comparaison entre les élasticités en heures-hommes et les tendances de productivité au Canada et aux Etats-Unis, pour l'ensemble du secteur manufacturier	357
	LI Comparaison des tendances de la productivité par rapport au total des heures-hommes, au Canada et aux Etats-Unis	358
	LII Comparaisons entre le Canada et les	

Chapitre	Tableau	Page
	Etats-Unis: élasticités des prix en regard des fluctuations des coûts unitaires	359
Annexe	A.1 Facteurs de production achetés par les principaux groupes d'industries.	392
	A.2 Coefficients des facteurs de produc- tion	393
	A.3 Données structurelles	402
	A.4 Degré de syndicalisation (en pourcen- tages); annuel, 1953-1969	403
	A.5 Coefficients de pondération, 1956- 1968	408

Chapitre un

INTRODUCTION

En 1969-1970, le gouvernement canadien a tenté de freiner l'inflation, d'une part par la mise en oeuvre de politiques restrictives en matière monétaire et fiscale, et, d'autre part, en introduisant une politique des revenus basée sur des mécanismes de contrôle volontaire. Ces deux lignes d'action sont basées sur deux approches distinctes aux causes de l'inflation, mais non nécessairement contradictoires. Pour qu'une politique monétaire et fiscale soit efficace, les prix et les salaires doivent répondre aux pressions de la demande. Les coûts et les avantages de ce genre de politique dépendent de la sensibilité des salaires et des prix face à la demande; en effet, les deux facteurs suivants, soient l'intensité du chômage nécessaire pour provoquer une réduction donnée du gonflement des prix, et dans quelle mesure ces politiques restrictives provoquent une hausse du taux de chômage plutôt qu'une réduction de l'inflation, sont inversement proportionnels à cette sensibilité face à la demande.

Il existe une condition essentielle (mais de toute évidence insuffisante) pour que les politiques des revenus puissent fonctionner: que les entreprises ou les syndicats détiennent suffisamment de pouvoir sur le marché pour exercer une certaine influence sur la fixation ou l'ajustement des prix ainsi que sur la négociation d'accords en matière de contrats salariaux. Si les salaires et les prix dépendent des conditions du marché, à l'exclusion de toute décision autonome de la part des chefs d'entreprise ou des syndicats, alors l'adoption d'une politique qui voudrait accorder une certaine importance aux décisions des entreprises et des syndicats serait dépourvue de tout fondement, du moins à court terme.

A notre avis, le "pouvoir sur le marché" existe si, dans un marché donné, les décisionnaires disposent d'une certaine influence dans la détermination des salaires ou des prix. Ce genre de marché se différencie des marchés hautement concurrentiels, où les décisionnaires sont étroitement liés par les conditions du marché, ce qui réduit proportionnellement leur pouvoir discrétionnaire en matière de salaires et de prix ¹.

Dans cette étude, nous nous intéressons non seulement aux situations dans lesquelles le pouvoir sur le marché, ainsi que défini plus haut, existe à long terme, mais aussi aux situations dans lesquelles ce pouvoir ne s'exerce, de façon efficace, qu'à court terme. Sur un marché donné, le fait que les prix doivent correspondre à long terme aux coûts unitaires, n'exclut pas la possibilité que, pendant des périodes de temps prolongées, les entreprises puissent être à même de faire monter plus rapidement les prix que n'augmentent leurs coûts. Par ailleurs, le fait qu'à long terme, le pouvoir des syndicats puisse être sapé par l'arrivée de nouvelles entreprises non syndiquées ne signifie pas non plus que ces mêmes syndicats ne soient pas capables de porter les salaires au-delà des niveaux concurrentiels pour de longues périodes de temps.

¹ Cette définition implique l'application intégrale, aux décisions en matière de salaires et de prix, de la définition de Kaysen du "pouvoir sur le marché". Pour une définition et un exposé du concept du pouvoir sur le marché, voir Kaysen (1961), pp. 85 à 89.

S'il existe un pouvoir de marché, dans le cas des marchés des produits et de la main-d'oeuvre, cela ne signifie pas pour autant que le comportement des prix et des salaires soit imprévisible. Il s'avèrera indispensable, par contre, d'introduire un nouvel ensemble de variables pour expliquer les mouvements des prix et des salaires sur de tels marchés; il est aussi fort probable que la structure dynamique des modèles évalués soit différente.

Pour en arriver à une appréciation valable de l'efficacité des politiques traditionnelles en matière de restriction de la demande, ainsi qu'à une appréciation des rôles éventuels de politiques des revenus, il faut procéder à une analyse empirique minutieuse des causes exactes de l'inflation, et posséder certains renseignements quantitatifs sur l'ampleur relative des effets attribuables à chacune de ces causes. Bien que d'importantes recherches empiriques en matière d'inflation aient été effectuées au cours des dernières années, la plus grosse partie de ces recherches, si l'on excepte quelques cas importants, s'est intéressée avant tout à la macro-économie. Sans vouloir nier l'importance de ce travail, on voit d'emblée qu'il présente plusieurs lacunes. En premier lieu, pour assurer la mise en oeuvre efficace de toute politique, il importe que le technocrate dispose de renseignements précis en ce qui concerne les causes et la force des pressions inflationnistes qui s'exercent sur l'industrie. En deuxième lieu, étant donné que les rapports macro-économiques sont constitués à partir de regroupements de rapports industriels particuliers, il s'avère impossible de recourir à des données globales pour vérifier des théories particulières sur les causes de l'inflation. Ainsi, si l'on posait comme hypothèse que dans les industries concurrentielles, les prix sont déterminés par la demande, alors que dans les industries de nature oligopolistique ils sont déterminés par les coûts, il s'avèrerait impossible de vérifier cette hypothèse de façon satisfaisante au niveau macro-économique, puisque celui-ci englobe les deux genres d'industries et qu'une telle analyse montrerait sans doute que les deux sortes d'effets sont importants. Pour vérifier ce genre d'hypothèse, il faut se placer dans une optique davantage fragmentée. Enfin, en troisième lieu, la documentation sur le sujet est, à quelques exceptions près, partielle: elle envisage isolément les différents aspects du processus inflationniste, et ne tente pas de présenter une analyse unifiée des interrelations qui y existent.

La présente étude se propose d'explorer plus à fond le processus inflationniste. Etant donné l'interdépendance des salaires, des coûts unitaires, et des prix, notre démarche consiste à construire et à évaluer un modèle intégré du mécanisme inflationniste qui caractérise les industries à deux chiffres du secteur manufacturier stratégique. Ce modèle est évalué pour le cas du Canada, de même que pour les États-Unis. L'élaboration d'un ensemble cohérent de rapports entre les salaires, les prix, et la productivité permettrait de mesurer les répercussions sur l'inflation des prix et des salaires, de politiques intérieures de rechange et de situations différentes à l'étranger.

Bien que l'intérêt principal de ce travail réside dans l'étude des causes de l'inflation au Canada, nous y ajoutons cependant une analyse de l'industrie manufacturière aux États-Unis, et ce, pour deux raisons: en premier lieu, une telle analyse nous fournira des données confirmant certaines hypothèses formulées et vérifiées pour le Canada. En second lieu, l'un de nos points d'intérêt est justement celui des rapports internationaux, en l'occurrence l'impact de l'inflation régnant aux États-Unis sur celle que connaît le Canada. Ainsi donc, si les rapports entre le Canada et les États-Unis sont serrés, il est de toute évidence souhaitable que le technocrate canadien ait une certaine compréhension de la nature de l'inflation régnant aux États-Unis.

La construction d'un tel modèle se réfère à plusieurs questions importantes, dont les suivantes:

1. Existe-t-il un phénomène d'incompatibilité du type Phillips entre l'inflation et le chômage, et, si c'est le cas, ce phénomène d'incompatibilité est-il stable à longue échéance?
2. Quelle est la force de l'influence des prévisions inflationnistes, et, de plus, existe-t-il un taux "normal" de chômage qui soit compatible avec la stabilité des prix et des salaires, ou encore, avec des taux stables d'inflation des prix et des salaires?
3. Dans quelle mesure les prix sont-ils fixés par les fluctuations des coûts (y compris les coûts internationaux) plutôt que par les fluctuations de la demande intérieure? De toute évidence, cette question est directement liée à l'ampleur et à la répartition dans le

temps des résultats de la politique monétaire et fiscale.

4. Dans quelle mesure les salaires réagissent-ils à des facteurs n'ayant aucun rapport avec les conditions de la demande sur le marché du travail? Non seulement cette question se rapporte-t-elle à l'incompatibilité entre le chômage et l'inflation, mais elle fournit également un certain nombre d'indications quant au rôle directif que pourraient jouer les politiques des revenus sur les échelles de salaires. S'il devait s'avérer que les salaires ne réagissent qu'aux fluctuations de la demande sur le marché du travail, il faudrait avoir recours à des politiques destinées à régir ces fluctuations, comme principal moyen de lutter contre l'inflation.
5. Quelle est l'importance des liens internationaux entre l'économie canadienne et l'économie américaine? Cette question nous permettra de déterminer dans quelle mesure l'inflation échappe à l'emprise du gouvernement canadien, si le taux de change est fixe, ainsi que les avantages découlant de l'adoption éventuelle d'un taux de change flottant.
6. L'évaluation du sens et de l'ampleur des effets produits sur les salaires et les prix par une modification des impôts directs et des taux d'intérêt. Des modifications à l'impôt direct sur le revenu des particuliers peuvent inciter les syndicats à exiger une hausse de salaires; ces modifications peuvent aussi se répercuter sur l'échelle salariale des secteurs non syndiqués de par leur influence sur la disponibilité de la main-d'oeuvre. Une hausse des taux d'intérêt ou des impôts directs sur les revenus des sociétés pourrait provoquer la hausse des prix dans les secteurs où les prix sont contenus par la menace d'implantation de nouvelles entreprises nationales. Bien que nos recherches sur ces deux questions n'en soient qu'au stade expérimental, les résultats obtenus sont suffisamment intéressants pour en justifier la présentation.

Nous venons d'exposer quelques-unes des politiques auxquelles les résultats de nos recherches pourraient avoir trait. Nous tenons toutefois à mettre le lecteur en garde contre le fait que nos conclusions sont nécessairement

limitées, les recherches que nous avons entreprises ayant porté exclusivement sur le secteur manufacturier. Ce secteur, quoique d'importance capitale, particulièrement en ce qui concerne l'analyse des rapports internationaux, ne représente néanmoins qu'un quart de la production nationale brute du Canada. En outre, les conclusions auxquelles nous arriverons ont avant tout une portée d'ordre qualitatif; elles seront appuyées à quelques reprises de tableaux appropriés. Une évaluation exhaustive des répercussions d'ordre quantitatif des politiques de rechange exigerait une analyse de simulation, ce qui dépasse le cadre de cette recherche.

LA PÉRIODE DE SONDAGE

Nous avons choisi la période 1949-1969 comme période de sondage, que nous analyserons en employant des données trimestrielles désaisonnalisées. L'étude de cette période s'avère intéressante, puisqu'elle comprend trois grandes flambées inflationnistes, soient: les années de la Guerre de Corée, la fin des années 1950 et la fin des années 1960. Elle comprend aussi deux périodes de chute ou de stabilité relative des prix, la première coïncidant avec la période d'après-guerre (il s'agit encore, bien entendu, de la Guerre de Corée), et la seconde étant la période de stabilité relative du début et de la moitié des années '60.

Ainsi, la période que nous avons choisie pour fins d'analyse fait montre d'une grande variété, ce qui est grandement souhaitable pour une analyse statistique. A certains endroits cependant, il nous a été malheureusement impossible d'inclure dans l'analyse les années de la Guerre de Corée, faute de données: ceci nous a obligé plusieurs fois à ne débiter notre analyse qu'au début ou que vers le milieu des années 1950. Les périodes précises d'évaluation seront décrites ci-dessous aux endroits appropriés.

Comme nous l'avons déjà mentionné, notre analyse porte uniquement sur le secteur manufacturier. Bien que ce choix restreigne la portée de notre étude, elle offre un certain nombre d'avantages. Tout d'abord, les données qui se rapportent aux industries manufacturières sont en règle générale de qualité nettement supérieure à celles qui se rapportent aux autres industries. Ensuite, c'est dans le secteur manufacturier que les rapports internationaux, un

des principaux objets de notre étude, sont sans conteste les plus forts.

L'élaboration, pour le Canada, d'un ensemble homogène d'industries à deux chiffres s'est avérée difficile: au milieu de la période utilisée pour fins de sondage, la catégorie des industries à deux chiffres, incluse dans la Classification des activités économiques (CAE), a été transformée. La classification de 1948 faisait état de dix-sept industries à deux chiffres dans le secteur manufacturier; celle de 1960 en fait état de vingt. De plus, à cause du reclassement de certaines industries à trois chiffres, nous n'avons pu obtenir un ensemble homogène de dix-sept industries à partir de la classification de 1948. De toutes façons, il n'aurait pas été à notre avantage de dresser une telle liste, puisque les données dont nous disposons sont basées sur la classification de 1960, et qu'il aurait été difficile de mettre à jour les données de 1948.

La méthode employée pour dresser ces ensembles homogènes a été décrite en détail dans la section 1 de l'annexe. Elle se base sur l'emploi de techniques de raccordement désignées à circonscrire un ensemble de 15 industries faisant preuve d'une certaine homogénéité tout au long de la période. Nous les appellerons les "industries de la catégorie principale" ou encore, les industries à deux chiffres. Ces industries se rattachent aux classifications de 1948 et de 1960 de la façon suivante:

	<u>C.A.E. 1948</u>	<u>C.A.E. 1960</u>
01 Aliments et boissons	1	1
02 Tabac	2	1
03 Caoutchouc	3	3
04 Cuir	4	4
05 Textile	5	5
06 Vêtement	6	6, 7
07 Bois et ameublement	7	8, 9
08 Papier	8	10
09 Imprimerie et édition	9	11
10 Métaux	10, 12, 13	12,13,14,16
11 Matériel de transport	11	15
14 Minéraux non métalliques	14	17
15 Pétrole et charbon	15	18
16 Produits chimiques	16	19
17 Industries diverses	17	20

Le système de numérotation que nous avons adopté coïncide dans toute la mesure du possible avec celui de la CAE. Ainsi, douze des industries que nous avons retenues pour étude correspondent précisément aux industries du groupe à deux chiffres, alors que trois d'entre elles seulement sont le fruit de regroupements. En l'occurrence, il s'agit des catégories du vêtement (qui comprend la bonneterie et le vêtement), du bois et de l'ameublement, (qui sont des industries distinctes, chacune à deux chiffres). Le regroupement le plus important s'est fait dans la catégorie des "métaux", qui comprend quatre industries à deux chiffres: l'industrie métallique primaire, celle des produits métalliques, celle de la machinerie non électrique et enfin, celle de la machinerie électrique. C'est par rapport à ces industries que s'est opéré le travail de reclassement le plus important. L'industrie des métaux devient ainsi la plus importante de toutes (environ 26% des expéditions), sans pour cela dépasser de beaucoup l'industrie des aliments et des boissons (environ 21% des expéditions) ².

APERCU DE L'ETUDE

A la suite de cette introduction, nous élaborerons, au chapitre deux, un modèle intégré du comportement des salaires, de la productivité et des prix, trois éléments en interaction continue au cours du processus inflationniste. Ce chapitre traitera de chacun de ces secteurs en particulier, et nous discuterons, vers la fin, de la façon dont ils s'articulent pour former un système.

La principale innovation de notre travail, en ce qui concerne salaires, réside dans la reconnaissance formelle de l'existence de contrats de travail portant sur plusieurs périodes, et dans leur intégration à l'évaluation. Jusqu'à présent, cette importante réalité institutionnelle n'entrait pas en ligne de compte, ou encore, n'avait pas fait l'objet

² On peut se faire une idée de l'importance relative de ces industries en comparant aux totaux de l'ensemble du secteur manufacturier les pourcentages que représente le nombre de leurs employés ou le volume de leurs expéditions. Le lecteur trouvera ces chiffres dans la section 8 de l'annexe.

d'une attention suffisante dans la littérature scientifique. Comme le démontre notre modèle, les effets produits par ces contrats peuvent être stabilisés par l'introduction, dans les variables indépendantes en régression, de décalages distribués en fonction d'une pondération de variables. Ces pondérations sont le reflet du pourcentage des travailleurs qui, à chaque période, ont signé un contrat de travail lors des diverses périodes précédentes; elles sont basées sur un vaste échantillonnage d'accords découlant de négociations collectives. Les données correspondantes sont décrites à la section 9 de l'annexe.

L'équation des prix est beaucoup plus simple; c'est un modèle flexible de marges bénéficiaires, dans lequel les prix sont déterminés d'une part par une marge de profit sur les coûts unitaires, et, d'autre part, par les conditions de la demande sur le marché des denrées.

Nonobstant leur valeur intrinsèque, les fonctions de productivité devront être calculées afin d'en tirer des évaluations du coût unitaire normal de la main-d'oeuvre, variable dont de nombreuses études ont révélé l'extrême importance dans la détermination des prix. Ces études ont montré qu'en raison des phénomènes cycliques, les coûts unitaires effectifs de la main-d'oeuvre sont un substitut médiocre aux coûts unitaires normalisés de la main-d'oeuvre. Il nous faudra donc évaluer les fonctions de productivité qui nous permettent de neutraliser l'effet d'influences cycliques et accidentelles sur les mesures de productivité. Les évaluations de la productivité "normale" qui en découleront seront associées aux taux de salaires observés, afin d'élaborer des évaluations des coûts unitaires normalisés de la main-d'oeuvre utilisées dans les équations de prix.

La partie centrale de notre travail empirique est exposée dans les chapitres trois et sept. Au chapitre trois, nous exposerons les résultats obtenus en matière des salaires pour le Canada: nous y analyserons les équations pour l'ensemble du secteur manufacturier, ainsi que celles correspondant à chacune des industries en particulier. Nous insisterons sur l'évaluation de notre méthode de "pondération par les conventions collectives"; il est de notre avis que la plus grande précision des résultats attribuables à cette méthode a largement justifié le travail supplémentaire qu'il a fallu accomplir. Nous exposerons également quelques résultats préliminaires touchant au sujet par trop négligé

dans la détermination des salaires: celui du rôle des impôts directs. A ce propos, les résultats obtenus, s'ils ne sont pas dépourvus d'une certaine ambiguïté, n'en présentent pas moins un intérêt certain, et font clairement voir que le sujet mérite une analyse encore plus détaillée.

Au chapitre quatre, nous présenterons les résultats obtenus en matière de productivité, et nous expliquerons comment ces équations servent à calculer les coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre. Au chapitre suivant, ces résultats serviront d'intrants dans les équations de prix établies pour l'ensemble de l'industrie manufacturière, et pour chacune des industries du groupe à deux chiffres. Parmi les questions étudiées, nous relèverons celle de la compatibilité de l'équation globale avec les équations établies pour les industries particulières. Pour ce faire, nous calculerons les moyennes pondérées des effets produits par diverses industries et, nous comparerons ces moyennes à l'effet global correspondant, calculé directement à partir de l'équation composée. En outre, nous aborderons brièvement la question de la dynamique implicite des prix, et des conséquences de nos résultats en ce qui concerne le comportement de la détermination des prix.

Les résultats empiriques obtenus pour les Etats-Unis seront exposés aux chapitres six et sept. Règle générale, les méthodes appliquées aux données relatives aux Etats-Unis sont semblables à celles employées aux chapitres trois, quatre et cinq pour le Canada; il existe nécessairement un certain nombre de disparités attribuables à la disponibilité des données et à certains autres facteurs empiriques: ces disparités seront analysées lorsqu'elles surviendront.

Au chapitre huit, nous examinerons la question des rapports internationaux existant entre les Etats-Unis et le Canada. La méthode d'approche de ce chapitre consistera à choisir parmi les équations des prix et des salaires du Canada celles auxquelles nous accordons préférence, et, ensuite, à examiner les effets sur les prix canadiens de chaque accroissement de 1% des salaires et des prix aux Etats-Unis. Ce mécanisme est étudié en tenant compte d'un certain nombre d'hypothèses différentes en matière de mouvements des prix à l'extérieur du secteur manufacturier: une telle étude a permis de confirmer au-delà de tout doute le fait que la situation aux Etats-Unis a d'importantes répercussions sur les salaires au Canada.

Le chapitre suivant sera consacré à la comparaison des résultats obtenus pour chaque pays, en dégagant les ressemblances, et en essayant d'en expliquer les différences. Enfin, dans le dernier chapitre, nous analyserons de façon plus poussée la portée de notre étude sur les politiques éventuelles.

En dernier lieu, nous inclurons dans l'annexe une description plus détaillée des données se rapportant au Canada, de leurs sources et, si cela s'impose, de leur élaboration. Ces pourquoi dans le texte, ces descriptions seront réduites au minimum, et des renvois à l'annexe seront faits au besoin.

Chapitre deux

LA THEORIE DES SALAIRES, DES PRIX ET DE LA PRODUCTIVITE DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE

INTRODUCTION

Les salaires, les prix et la productivité constituent un ensemble de variables économiques fonctionnellement intégré. En négociant pour des hausses salariales, les travailleurs seront sans doute enclins à tenir compte des variations récentes des prix autant peut-être que de leurs prévisions quant aux mouvements futurs de ces prix. De même, les entreprises n'arrêtent leur politique de détermination des prix qu'après avoir pris en considération le comportement des coûts unitaires. Ces coûts sont eux-mêmes fonction des taux selon lesquels sont payés les facteurs de production - dans le cas de la main-d'oeuvre, c'est le taux du salaire -, ainsi que de la tendance de la productivité, propre à chaque entreprise. Ainsi, si une entreprise a constaté un accroissement de la productivité de sa main-d'oeuvre, elle sera en mesure de supporter certaines hausses de salaires sans devoir pour autant hausser ses prix afin de sauvegarder sa marge de bénéfices.

Dans ce deuxième chapitre, nous élaborerons un modèle théorique intégré, pour analyser, dans le secteur manufacturier,

les rapports réciproques entre les salaires, les prix et la productivité. Sur ces modèles se fonde le travail empirique exposé dans les chapitres trois à six; on y trouvera des résultats relatifs à l'industrie manufacturière dans son ensemble, aussi bien qu'aux industries de la catégorie la plus importante, celle des industries à deux chiffres. Pour la plupart du travail théorique, il ne s'est pas avéré nécessaire de préciser le niveau d'agrégation des données: c'est que, dans ces cas, les mêmes relations s'appliquaient aussi bien à l'ensemble des industries qu'à chacune d'entre elles. Si certaines influences inter-industrielles ont nécessité dans une industrie donnée une formulation distincte de celle de sa catégorie, ces influences ont alors été clairement indiquées. Puisque notre travail empirique s'est axé prioritairement sur l'industrie manufacturière canadienne, laquelle est profondément influencée par les effets d'entraînement internationaux (notamment ceux en provenance des États-Unis), nous avons articulé nos modèles de façon à tenir compte de ces effets d'entraînement. C'est ainsi que nous pourrions considérer nos équations sur les États-Unis (qui s'appliquent fondamentalement à une économie fermée) comme étant des cas particuliers, et ne tenir alors aucun compte des effets internationaux.

La suite du chapitre est agencée de la façon suivante. Dans la deuxième section, nous discuterons assez longuement des problèmes théoriques sous-jacents à l'équation des salaires. Le fait principal dont il nous faudra tenir compte dans la formulation des équations des salaires, réside dans la réalité institutionnelle selon laquelle la majorité des travailleurs employés dans l'industrie manufacturière voient leurs salaires fixés par des contrats formels de travail portant sur plusieurs périodes. Malgré l'importance de tels contrats, on en a ignoré l'existence, à toute fin pratique, dans les écrits touchant l'économétrie publiés jusqu'à ce jour¹. Toutefois, intégrer adéquatement dans une analyse économétrique l'existence et les caractéristiques fondamentales des conventions collectives s'est avéré en soi une entreprise des plus difficiles. Dans la deuxième section, nous expliquerons l'élaboration du modèle d'estimation, en prenant soin de montrer de quelle façon le manque de données

¹ Quelques cas font exception; voir par exemple Levinson (1960), et Eckstein et Wilson (1962), et, plus récemment, Hamermesh (1970) et Sparks et Wilton (1972).

nous a fait obstacle.

Dans la troisième section, nous expliquerons les fonctions de productivité nécessaires à la détermination des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre, et, dans la quatrième section, nous parlerons de l'élaboration des équations de prix. Dans ces deux cas, les modèles mis au point se présentent d'une façon beaucoup plus directe, ce qui a pour effet d'abrégé d'autant l'exposé. La section cinq contiendra un modèle intégré du secteur manufacturier, et la dernière section contiendra à son tour de brèves observations sur certaines questions d'économétrie.

LA DETERMINATION DES SALAIRES

L'intérêt porté récemment à la théorie et aux recherches empiriques relatives à la détermination des salaires est grandement dû au travail original de Phillips (1958), qui a découvert l'existence d'un rapport empirique inversement proportionnel entre le taux de fluctuation des salaires nominaux et le taux de chômage. Encouragés par sa découverte, d'autres chercheurs ont exploré ce phénomène d'incompatibilité à l'aide de données relatives à un certain nombre de pays, données réparties sur diverses périodes de temps ². En général, les résultats de ces travaux ont confirmé l'existence du rapport inversement proportionnel obtenu par Phillips pour le Royaume-Uni; cependant, des travaux ultérieurs ont révélé que d'autres variables, telles que celles du taux de profit et du taux de fluctuation des prix à la consommation, sont aussi des facteurs importants dans la fluctuation des salaires nominaux; il en est résulté ce que l'on convient d'appeler la "courbe de Phillips élargie" ³. Quoique ces travaux aient été plutôt de nature empirique, des progrès théoriques considérables y ont aussi été réalisés; quelques-unes des questions soulevées par ces travaux feront l'objet d'une étude plus détaillée dans les pages qui suivent.

² Pour un résumé de plusieurs de ces études, voir Bodkin et. al. (1966).

³ Voir, par exemple, Perry (1965).

Il importe que toute analyse économétrique de la détermination des salaires nominaux soit effectuée en tenant dûment compte de son contexte institutionnel. Dans cette optique, la réalité essentielle que nous devons prendre en considération est l'existence de contrats de travail formels s'étendant sur plusieurs périodes d'observation. Il faut dire qu'à l'heure actuelle, le gros du travail empirique ne tient aucunement compte de cet aspect significatif, ou encore, il n'y accorde que très peu d'attention. La méthode courante consistait à exprimer le pourcentage de fluctuation des salaires nominaux en fonction des valeurs courantes de variables explicatives (quelquefois identifiées aux moyennes mobiles de quatre trimestres). Cette technique présuppose que la durée des contrats est constante et coïncide avec la période d'observation, ou encore qu'elle est de quatre trimestres, selon les spécifications exactes du modèle en question.

Il convient de souligner qu'un tel postulat, sur lequel se fondent pourtant la plupart des études empiriques actuellement publiées, ne tient pas suffisamment compte d'une réalité institutionnelle fondamentale. Environ 70 pour cent des travailleurs de l'industrie manufacturière canadienne sont syndiqués. L'évolution de leurs salaires est fixée par des conventions collectives négociées périodiquement. Dès la signature de la convention collective, les taux de base des salaires sont fixés, et ils ne peuvent être modifiés selon l'évolution de la conjoncture économique pendant la durée de la convention ⁴. La fluctuation des taux de salaires tient à la conjoncture économique au moment même de la signature de la convention ⁵, puisque le pouvoir de marchandage des deux parties dépendra sans doute de cette conjoncture.

L'une des premières recherches à inclure, dans un modèle économétrique, la réalité institutionnelle des conventions

⁴ Comme il en sera question plus loin, le revenu du travail peut être influencé par le phénomène de l'évolution des salaires.

⁵ Il est certes également possible qu'à cause de délais dans les décisions, les fluctuations des salaires soient aussi fonction de la conjoncture économique des périodes antérieures à celle durant laquelle la convention collective est signée.

collectives portant sur plusieurs périodes, a été celle de Eckstein et Wilson, en 1962. Leur méthode, qui repose sur les concepts de vagues d'augmentations salariales et de groupes-clés, n'est valable que si les contrats sont concentrés dans le temps, et que s'il existe des rapports inter-industriels puissants au sein du groupe-clé. Quoique la méthode adoptée par Eckstein et Wilson relativement à leur "groupe-clé" semble avoir donné des résultats assez précis pour la période de temps qu'ils ont étudiée, il n'est pas facile de justifier son application à d'autres industries, à d'autres périodes de temps, et, en particulier, aux industries canadiennes ⁶. Plus récemment, Hamermesh (1970) et Sparks et Wilton (1972) ont entrepris de faire entrer en ligne de compte les réalités institutionnelles relatives au marchandage, en analysant l'évolution de salaires négociés dans un échantillon retreint de conventions collectives. La valeur de ces études ne laisse aucun doute, mais leur portée est trop limitée, et, vu le manque de données, elles se limitent à l'étude des fluctuations des taux de base des salaires. Comme notre analyse l'indique, ces fluctuations s'écartent de beaucoup des fluctuations normalement observées du salaire moyen normal, sur lesquelles doit se fonder la détermination des coûts unitaires de la main-d'oeuvre.

Notre analyse de la détermination des salaires tient compte de façon explicite de l'existence de conventions collectives portant sur des périodes de durée variable. Nous y décrirons une technique d'agrégation qui relie l'évolution observée des salaires à l'évolution des salaires fixée au titre de contrats divers signés à des moments différents. Pour ce faire, nous avons besoin de données qui nous renseignent sur la répartition proportionnelle des personnes liées par contrat à chaque époque, et dont les contrats de travail ont été signés à des moments différents dans le passé. Nous avons eu la bonne fortune d'obtenir les données pertinentes, à partir d'un vaste échantillon de conventions collectives (la section 9 de l'annexe en contient la description), et, ainsi, nous avons pu dégager des estimations de ces proportions. Il n'en reste pas moins, cependant, que ces données comportent des déficiences sérieuses quant à leur qualité et à leur quantité et, (il en sera question dans la section suivante), ceci nous oblige à introduire dans nos calculs un certain nombre d'approximations et d'hypothèses.

⁶ Voir McGuire et Rapping (1968) et Reuber (1970).

Agrégation menant de l'évolution des
salaires négociés à l'évolution des salaires réels

Le traitement des conventions collectives portant sur plusieurs périodes est représenté de façon formelle par le modèle suivant.

- (i) $R_{t,t-\tau}$ = taux de salaire moyen stipulé devant entrer en vigueur à l'époque t au titre des conventions collectives signées depuis τ périodes antérieures, à l'époque $t-\tau$.
- (ii) $k_{t,t-\tau}$ = pourcentage des employés soumis à l'époque t à des conventions collectives signées à l'époque $t-\tau$.
- (iii) $W_{t,t-\tau}$ = taux de salaire réel moyen durant la période t , de personnes dont la convention collective a été signée à l'époque $t-\tau$.
- (iv) W_t = niveau de salaire moyen réel observé (chez les travailleurs syndiqués) durant la période t .

Il faut remarquer que tous ces taux de salaires sont posés sous forme de taux moyens; c'est donc qu'il y a d'abord eu agrégation des conventions collectives signées à divers moments. Dans notre travail, seules les moyennes relatives à ces conventions interviennent. La quantité W_t représente la donnée statistique appelée communément "salaire horaire moyen" (SHM) et est destinée à mesurer le taux de salaire en vigueur ⁷. Cependant, les taux de salaires sont négociés

⁷ Aux Etats-Unis la variable de salaire normalement utilisée est le salaire à taux normal. Au Canada, où l'on ne peut obtenir ces données, le salaire horaire moyen (brut) est normalement utilisé comme variable. Bien que nous ayons élaboré des estimations des salaires à taux normal dans le secteur manufacturier canadien, les résultats présentés au troisième chapitre sont fondés sur le salaire horaire moyen (brut), étant donné que les équations-type calculées en rapport avec le salaire à taux normal ont donné des coefficients de valeurs très voisines, mais dont l'ajustement était un peu inférieur. Voir aussi la remarque 6 au chapitre trois.

en fonction des valeurs de $R_{t,t-\tau}$, lesquelles sont fixées au moment de la signature du contrat de travail. Le lecteur doit prendre note que pour diverses raisons, notamment à cause de l'évolution des salaires, il se peut que le taux du salaire réel perçu à l'époque t par des personnes ayant signé leurs contrats à l'époque $t-\tau$, $W_{t,t-\tau}$, diffère du taux négocié au départ. Malheureusement, même si $R_{t,t-\tau}$ et $W_{t,t-\tau}$ sont en principe observables, il est, de fait, impossible d'obtenir des données sûres, dans l'un et l'autre cas. Nous avons recueilli tout de même des données d'un degré de certitude convenable pour $k_{t,t-\tau}$, ce qui nous met en mesure, moyennant des postulats appropriés du comportement supposé des variables $R_{t,t-\tau}$ et $W_{t,t-\tau}$, d'établir par le calcul d'équations estimatives à partir de données observables des équations qui symbolisent globalement l'agrégation des conventions, et en permettent au moins une première approximation.

La technique employée est la suivante. Par définition, le taux de salaire observé à l'époque t est une moyenne pondérée de tous les taux de salaires réels des divers groupes de personnes régies par des contrats de travail signés à diverses époques. C'est-à-dire que nous avons:

$$W_t = \sum_{\tau=0}^{n_t} W_{t,t-\tau} k_{t,t-\tau} \quad (1)$$

où l'on définit W_t , $W_{t,t-\tau}$ et $k_{t,t-\tau}$ comme ci-dessus, et où n_t représente le nombre de périodes écoulées depuis la signature de la convention la plus ancienne encore en vigueur à l'époque t .

Il convient d'attirer l'attention sur le fait que ces coefficients de pondération, dont la somme égale un, sont généralement sujets à changer de valeur avec le temps, selon que change la distribution temporelle des durées de conventions.

De même le relèvement absolu des salaires est une moyenne pondérée de tous les relèvements de salaires ayant affecté les divers groupes de personnes dont les contrats ont été signés à des moments distincts:

$$\Delta W_t = \sum_{\tau=0}^{n_t} \Delta W_{t,t-\tau} k_{t,t-\tau} \quad , \quad (2)$$

où $\Delta W_{t,t-\tau}$ représente les relèvements de salaire reçus (le salaire actuel moins le salaire du trimestre précédent) par des personnes liées par un contrat en vigueur à l'époque t mais signé à l'époque $t-\tau$ ⁸.

On en dérive facilement le rapport entre la variation moyenne des salaires et le relèvement moyen qu'ont reçu les personnes liées par ces divers contrats.

$$\Delta W_t / W_{t-1} = \sum_{\tau=0}^{n_t} (\Delta W / W_{-1})_{t,t-\tau} k_{t,t-\tau} \frac{(W_{-1})_{t,t-\tau}}{W_{t-1}} \quad , \quad (3)$$

où $(\Delta W / W_{-1})_{t,t-\tau}$ représente la moyenne des variations relatives des salaires spécifiées dans les contrats signés à l'époque $t-\tau$, mais en vigueur à l'époque t , et où $(W_{-1})_{t,t-\tau}$ représente la moyenne des salaires, dans le trimestre précédent, des travailleurs dont les contrats ont été signés à l'époque $t-\tau$, mais sont entrés en vigueur à l'époque t ⁹.

⁸ Il est à noter que les mêmes coefficients de pondération $k_{t,t-\tau}$ sont utilisés dans les équations (1) et (2); c'est-à-dire qu'on utilise la distribution actuelle des employés sous contrat à l'époque t pour mesurer la moyenne pondérée des relèvements observés ΔW_t .

⁹ Notons que $(W_{-1})_{t,t-\tau}$ diffère de $W_{t-1,t-\tau}$. Cette dernière variable représente le taux de salaire, pendant la période $t-1$, des travailleurs dont les contrats ont été signés pendant la période $t-\tau$, mais qui sont entrés en vigueur pendant la période $t-1$. Si une partie des contrats signés pendant la période $t-\tau$ expire à la fin de la période $t-1$, les travailleurs impliqués sont transférés à des contrats signés pendant la période actuelle, la période t . Ainsi, dans le calcul de la moyenne observée des salaires W_{t-1} , nous devons pondérer $(W_{-1})_{t,t-\tau}$ par $k_{t,t-\tau}$ tandis que nous devons

Cette équation nous indique que le pourcentage de variation dans les salaires observés pendant la période t (chez les travailleurs syndiqués) est une moyenne pondérée des pourcentages de fluctuation des taux de salaire réels obtenus à l'époque t par les travailleurs dont les conventions ont été signées à l'époque $(t-\tau)$.

De toute évidence, il s'agit ici de coefficients de pondération concernant le total des salaires, coefficients dont la somme égale un. Ainsi, pour calculer le pourcentage de fluctuation du taux de salaire observé à l'époque t , les pourcentages dérivés des augmentations réelles de salaire reçues par les travailleurs au titre d'une convention signée à l'époque $(t-\tau)$ mais en vigueur à l'époque t , devront être pondérés par le pourcentage du total des salaires perçus par ces personnes à l'époque $t-1$. Puisqu'il est impossible d'obtenir des données sûres quant au total des salaires issus des divers contrats de travail, nous devons faire l'approximation de l'équation (3):

$$\Delta W/W_{t-1} = \sum_{\tau} (\Delta W/W_{-1})_{t,t-\tau} k_{t,t-\tau} ; \quad (4)$$

on pondère ici les fluctuations salariales par les "coefficients de l'emploi" $k_{t,t-\tau}$. Pourvu que les variations de $W_{t-1,t-\tau}/W_{t-1}$ soient de faible importance durant la période τ , comparativement à celles de $k_{t,t-\tau}$, cette approximation devrait s'avérer assez satisfaisante.

L'équation (4) expose donc la technique d'agrégation que nous avons adoptée. Cependant, pour obtenir une équation qui se prête aux calculs requis, nous devons convenir d'une certaine forme de relation hypothétique propre à expliquer le variable inobservable $W_{t,t-\tau}$ en fonction de variables observables. Pour ce faire, posons le postulat suivant, qui relie $W_{t,t-\tau}$ et $R_{t,t-\tau}$:

9 (suite) pondérer $W_{t-1,t-\tau}$ par $k_{t-1,t-\tau}$ afin d'en arriver à une moyenne identique des salaires.

$$W_{t,t-\tau} = R_{t,t-\tau} D_{t,t-\tau} ; \quad (5)$$

dans cette expression, $D_{t,t-\tau}$ est un facteur qui représente l'évolution des salaires. L'équation (5) exprime le fait que le taux de salaire réel, reçu à l'époque t par les personnes qui ont signé leurs contrats de travail à l'époque $(t-\tau)$, diffère du taux de salaire qui devait d'abord entrer en vigueur à l'époque t , selon un facteur discriminant qui reflète la mesure de l'évolution des salaires. Cette notion se rattache au phénomène selon lequel, même si les taux de salaire sont déterminés pour la durée d'une convention collective au moment de la signature de celle-ci, les salaires obtenus à des dates ultérieures sous le régime de la convention pourront néanmoins découler dans une certaine mesure des conjonctures économiques qui caractérisent ces dates. Une telle éventualité implique essentiellement le reclassement des travailleurs, la suppression des primes de poste, et le paiement de primes pour travail supplémentaire. Dans les conventions, les taux de salaire diffèrent selon les catégories d'emploi; il s'ensuit qu'en reclassant les travailleurs, les employeurs peuvent modifier les taux de salaires respectifs des employés, et, en changeant la proportion des personnes affectées aux diverses catégories de qualifications, ils peuvent agir sur le niveau moyen des salaires. A titre d'exemple concret, prenons le cas d'un contrat signé lors d'une conjoncture économique défavorable et, de ce fait, selon des conditions qui désavantagent les travailleurs. Si les conditions économiques s'améliorent pendant la durée de la convention et qu'il en résulte une poussée ascendante de la demande en main-d'oeuvre, les chefs d'entreprise pourront se voir contraints d'accorder des hausses de salaires plus élevées que celles qui sont stipulées dans le contrat primitif. Les moyens qui s'offrent à eux sont soit d'accélérer le rythme de l'avancement aux catégories supérieures, soit de relever le niveau des postes actuels des employés au moyen d'un changement nominal de leurs titres.

Néanmoins, $R_{t,t-\tau}$ et $D_{t,t-\tau}$ demeurent inobservables, et nous devons donc formuler quelque hypothèse fonctionnelle pour en représenter les valeurs. Lorsque nous formulons les pourcentages de variation de l'expression (5) en négligeant les termes de second ordre, nous obtenons

$$(\Delta W/W_{-1})_{t,t-\tau} = (\Delta R/R_{-1})_{t,t-\tau} + (\Delta D/D_{-1})_{t,t-\tau} \cdot (6)$$

Le terme $(\Delta R/R_{-1})_{t,t-\tau}$ représente le pourcentage de relèvement du taux négocié du salaire de base devant entrer en vigueur durant la période t en ce qui concerne les personnes ayant signé un contrat à l'époque $(t-\tau)$. Ce point est clairement établi au début du contrat par les facteurs qui déterminent le contrat.

Ainsi, pour pouvoir préciser la nature des facteurs qui déterminent ces relèvements de salaires stipulés, nous devons examiner plus à fond les points essentiels qui caractérisent une convention collective.

Fondamentalement, les questions à prendre en considération sont les suivantes:

- (i) les hausses de salaires stipulées qui doivent s'appliquer immédiatement;
- (ii) les hausses de salaires stipulées qui s'appliqueront dans l'avenir;
- (iii) les clauses d'échelle mobile des salaires basées sur le coût de la vie;
- (iv) les facteurs annuels d'amélioration ou d'autres procédés de hausse des salaires;
- (v) les changements en ce qui concerne les primes de poste, les congés payés et autres avantages analogues (c.-à-d. tout ce qui modifie les salaires à taux normal établis selon le calcul classique);
- (vi) les changements en matière d'avantages sociaux.

Vu l'insuffisance des données, nous sommes contraints de ne pas tenir compte des modifications dans les avantages sociaux, malgré leur importance manifeste dans un grand nombre de contrats de travail. En outre, nous supposons qu'il y a possibilité de regrouper les articles (ii), (iv) et (v) mentionnés ci-dessus en une série unique, à savoir celle des $R_{t,t-\tau}$ pour les cas où $t > \tau$. Ainsi, les effets

complets d'une convention collective sur les salaires peuvent être reliés à l'un ou l'autre de trois facteurs:

- (i) le relèvement immédiat du salaire, celui qui, au titre de la convention, doit s'appliquer en même temps que celle-ci, directement, par effet rétroactif, ou encore dans un futur très rapproché (par exemple, au cours du trimestre pendant lequel la convention est signée);
- (ii) le courant des relèvements futurs de salaires tels que stipulés, représenté par le vecteur des relèvements de salaires devant entrer en vigueur pendant la durée résiduelle de la convention collective;
- (iii) la clause d'échelle mobile, qui fixe les hausses de salaires ultérieures d'après les augmentations éventuelles du coût de la vie.

Nous ne pouvons poursuivre l'analyse sans avoir formulé des hypothèses de travail précises quant aux relations entre ces trois aspects de la convention collective. Nous étudierons en premier le cas des conventions sans clause d'échelle mobile, afin de mieux centrer notre attention sur les rapports à établir entre les hausses de salaires actuelles et futures.

De façon plus précise, prenons le cas d'une convention de trois ans signée à l'époque $(t-\tau)$. Essentiellement, on y aura stipulé une hausse de salaire devant entrer en vigueur immédiatement, ainsi qu'un certain nombre de relèvements salariaux devant entrer en vigueur à divers moments futurs. Par exemple, les clauses peuvent stipuler une hausse de cinq pour cent pour le premier trimestre et des hausses additionnelles de cinq pour cent devant entrer en vigueur durant les cinquième et neuvième trimestres respectivement. Ce cas est très plausible et il correspondrait à des ajustements annuels de salaires. Un relèvement nul du taux de salaire est stipulé pour la plupart des trimestres (2, 3, 4, 6, 7, 8, 10, 11, 12). Ainsi la convention en question stipule un "jalonnement" de relèvements salariaux. Des fluctuations ne se produisent que tous les quatre trimestres; en tout autre temps, les fluctuations sont nulles. Si toutes les conventions signées étaient d'égale durée, on pourrait alors s'attendre à ce qu'en moyenne, les conventions comportent cette caractéristique. De plus, si, comme c'est souvent le

cas, les hausses initiales de salaires sont plus élevées que les hausses devant entrer en vigueur à un moment futur, les jalons concernant le relèvement immédiat des salaires auront tendance à dépasser en quantité ceux qui concernent les relèvements futurs stipulés par la convention.

Bien que le phénomène du jalonnement caractérise la majorité des conventions, la description que nous en avons faite simplifie ce phénomène à outrance. Etant donnés les retards dans les négociations salariales et le fait que beaucoup de conventions n'ont pas une durée qui soit un multiple entier de 12 mois, les relèvements de salaires comportant un décalage temporel ne s'appliquent pas nécessairement uniquement aux cinquième, neuvième, et treizième trimestres d'une convention donnée.

Il en résulte que dans nos agrégations de conventions, la hausse moyenne des salaires négociée pour chaque trimestre aura tendance à fluctuer de moins en moins, et l'importance quantitative des jalons successifs, donc, à décroître. En outre, ces fluctuations salariales moyennes tendront à comporter de moins en moins d'inégalités entre elles, dans la mesure où un plus grand nombre de conventions de durées variables sera inclus dans l'agrégation. Voilà pourquoi, à l'autre extrême, nous pouvons supposer qu'en moyenne tous les relèvements de salaires stipulés dans une convention collective sont distribués uniformément tout au long de la durée de l'accord.

Représentons l'ensemble des variables qui déterminent la convention signée à l'époque $(t-\tau)$ par $X_{t-\tau}$. (Dans la sous-section qui suit, ces variables feront l'objet d'une étude plus systématique.) Ainsi, si l'on opte pour l'approximation fondée sur le postulat de l'aplanissement des inégalités des hausses salariales, on peut déduire que

$$(\Delta R/R_{-1})^*_{t,t-\tau} = f(X_{t-\tau}), \quad \tau = 0, 1, 2, 3, \dots, \quad (7)$$

expression dans laquelle la variable $f(X_{t-\tau})$ est indépendante de t . D'autre part, l'option d'une approximation fondée plutôt sur le jalonnement mènerait à

$$(\Delta R/R_{-1})_{t,t-\tau} = f(X_{t-\tau}), \quad \tau = 0, 4, 8, \dots, \quad (8)$$

autrement.

La vérité, bien entendu, se situe quelque part entre ces deux pôles extrêmes mais, pour des raisons d'analyse, nous sommes obligés d'opter pour l'un ou pour l'autre. Ainsi que nous le verrons dans les chapitres d'analyse empirique, le postulat de l'aplanissement s'est avéré satisfaisant pour les modèles de salaires du Canada, mais non pas pour ceux des Etats-Unis, où nous avons dû opter pour l'approche de "jalonnement".

Néanmoins, il arrive que les décalages échelonnés obtenus par ces deux méthodes ne diffèrent pas trop les uns des autres. Les équations (7) et (8) supposent que les relèvements de salaires négociés pour la durée d'une convention sont uniquement déterminés par les valeurs des variables indépendantes pendant le trimestre de la signature de la convention. Supposons, d'autre part, que la négociation des salaires dépende elle-même d'une moyenne mobile de ces variables, s'étendant sur quatre trimestres. Les résultats obtenus alors en appliquant la technique du "jalonnement" avec pondération (8) à ces moyennes mobiles s'étendant sur quatre trimestres, peuvent effectivement s'approcher de beaucoup des résultats obtenus en appliquant l'hypothèse de l'aplanissement (7) aux valeurs courantes de ces mêmes variables ¹⁰.

Reportons maintenant notre attention sur le facteur de l'évolution des salaires $D_{t,t-\tau}$. En principe, ce facteur doit mesurer la situation économique actuelle, en comparaison avec la situation en cours lors de la signature de la convention. Il sera ainsi possible d'évaluer les pressions exercées sur les entrepreneurs pour qu'ils portent les salaires à des niveaux supérieurs (ou inférieurs) aux taux antérieurement stipulés, en accélérant (ou en ralentissant) tant les promotions que l'élévation des postes de travail à des catégories supérieures.

¹⁰ Comme l'équation d'estimation qui a servi aux modèles de salaires des Etats-Unis exige un ajustement considérable des données (variations qui chevauchent quatre trimestres, quant à la variable dépendante; moyennes mobiles durant quatre trimestres, quant aux variables indépendantes), il n'y a pas lieu d'attacher trop d'importance au fait que des méthodes opposées soient utilisées pour chacun des deux pays.

Nous posons donc comme postulat que le taux d'évolution des salaires est dépendant de la différence entre la conjoncture économique actuelle, et celle en cours au moment où le contrat de travail a été signé;

$$(\Delta D/D_{-1})_{t,t-\tau} = \beta [g(Z_t) - g(Z_{t-\tau})], \quad (9)$$

où Z_t représente l'ensemble de variables utilisé pour mesurer la conjoncture économique actuelle.

Dans cette formule, le taux actuel de variation du salaire horaire moyen dépassera le taux de variation prévu dans le contrat, lorsque la conjoncture économique actuelle est plus favorable que la conjoncture existante au moment de la signature du contrat.

Vu que les X et les Z sont observables, nous pouvons exprimer l'équation des salaires (4) en fonction de variables observables. En opérant la substitution à partir des équations (6) et (7), nous obtenons:

$$\frac{\Delta W_t}{W_{t-1}} = \frac{\Sigma}{\tau} f(X_{t-\tau}) k_{t,t-\tau} + \frac{\Sigma}{\tau} \beta [g(Z_t) - g(Z_{t-\tau})]. \quad (10)$$

Jusqu'ici, nous n'avons pas tenu compte des effets possibles des clauses d'échelle mobile des salaires, mais, comme nous l'indiquerons plus loin, de tels effets peuvent facilement être inclus, à titre approximatif du moins. Examinons maintenant les variables déterminantes elles-mêmes, et précisons les formes que devront prendre les fonctions f et g pour qu'elles puissent servir à l'estimation économétrique.

La détermination des contrats de salaires

L'approche classique dans la détermination des salaires au niveau de l'ensemble de l'industrie manufacturière, et dans une économie fermée, consiste à admettre comme postulat un rapport, représenté par une courbe de Phillips "élargie", de la forme suivante:

$$\dot{W}_t = a_0 + a_1 U_t^{-1} + a_2 \pi_t + a_3 \dot{P}_t ; \quad (11)$$

dans cette expression

\dot{W}_t = pourcentage de fluctuation des taux des salaires nominaux survenue pendant la période t;

U_t = taux de chômage pendant la période t, considéré comme mesure des conditions de la demande en main-d'oeuvre à ce moment-là;

π_t = taux de profit, souvent évalué par le taux de rendement brut, impôts déduits, du capital-actions;

\dot{P}_t = pourcentage de variation des prix à la consommation.

L'interprétation rationnelle de l'équation (11) a été décrite et passée au crible de la critique des spécialistes. Telle quelle, cette équation ne fait pas entrer en ligne de compte de façon appropriée les délais inhérents aux négociations salariales. Cependant, si nous l'interprétons comme étant une équation qui reflète les relèvements de salaires négociés au moment où ils se produisent, elle servira de point de départ à l'étude des variables que nous utiliserons dans le modèle d'estimation élaboré ci-dessous. Nous allons examiner les avantages que pourraient comporter d'autres mesures de la demande en main-d'oeuvre, des profits et des prix à la consommation, après quoi nous verrons à apporter la modification qui s'impose concernant l'équation des salaires dans une économie ouverte.

La plupart des études actuelles utilisent le taux de chômage comme mesure des conditions de la demande en main-d'oeuvre. La raison essentielle de ce choix est que cette variable, donnée d'ordinaire sous la forme d'un rapport inverse, est une mesure des pressions relatives de la demande et de l'offre sur le marché du travail. Ainsi lorsqu'il y a peu de chômage, les pressions de la demande en main-d'oeuvre relativement à l'offre provoquent une surenchère des salaires; s'il y a, au contraire, beaucoup de chômage, les pressions de l'offre en main-d'oeuvre provoquent une tendance à la baisse des salaires.

Quoique ces arguments aient énormément de poids en ce qui a trait à une équation des salaires appliquée aux marchés concurrentiels de la main-d'oeuvre (dans ce cas, il s'agirait d'un exemple particulier du processus classique de l'ajustement des prix), il n'est pas donné qu'ils devraient s'appliquer à une situation de négociation bilatérale. Si la demande sur le marché du travail importe à un syndicat, c'est probablement l'emploi de ses propres travailleurs qui l'intéresse avant tout. Une analyse complète de cette question impliquerait la formulation d'une fonction étayée de nombreux arguments, pour évaluer l'utilité du syndicat, fonction définie par rapport au niveau des salaires, aux catégories d'emploi des travailleurs syndiqués, et à d'autres facteurs pertinents. Ce serait là une entreprise ardue, car l'on ne connaît que peu de choses en termes quantitatifs sur la nature des facteurs qui contribuent aux fonctions d'utilité des syndicats.

Cependant, afin d'illustrer les différences qu'une telle méthode pourrait entraîner dans l'équation d'estimation que nous allons élaborer, convenons de donner à la fonction d'utilité du syndicat la forme suivante:

$$U(W, E; X),$$

où W = le taux de salaire

E = l'emploi des travailleurs syndiqués

X = autres facteurs non précisés.

A tout moment, le syndicat doit faire face à une courbe de demande en main-d'oeuvre: les points de tangence de cette courbe avec les courbes d'indifférence obtenues d'après la fonction d'utilité dans l'espace (W, E) permettent de déterminer le taux de salaire et l'objectif d'emploi du syndicat pour la période en question. Les déplacements temporels de la courbe de la demande provoquent le déplacement de la courbe tangentielle; le lieu géométrique ainsi tracé relie les variations dans l'emploi aux fluctuations des taux de salaires. Cette argumentation suggère donc que, dans un contexte de marchandage pur, la variable pertinente de la demande en main-d'oeuvre est la fluctuation de l'emploi, plutôt que l'inverse du taux de chômage.

Comme suite logique de ce raisonnement, posons comme postulat cet autre modèle:

$$\dot{W}_t = a_0 + a_1 \dot{E}_t + a_2 \pi_t + a_3 \dot{P}_t \quad (12)$$

où \dot{E}_t = le pourcentage de variation dans l'emploi de la main-d'oeuvre directe.

Admettant que cette équation soit le modèle des salaires propre à notre étude, et si l'on calcule à sa place l'équation (11) (contenant U_t^{-1}), il se peut fort bien que l'on obtienne des signes apparemment contradictoires pour la variable du chômage, puisqu'il peut y avoir corrélation négative entre \dot{E}_t et U_t^{-1} ¹¹. Etant donné que le choix qu'il convient de faire de l'un de ces deux modèles doit être fonction de la force des divers syndicats d'un secteur ou d'une industrie, de même que de la validité du taux global de chômage comme outil d'évaluation des conditions de la demande sur le marché de la main-d'oeuvre concerné, nous calculerons des modèles basés sur ces deux types de formulation pour chaque industrie ou secteur, ainsi que pour toute l'industrie manufacturière.

Les deux équations ont naturellement des effets dynamiques très différents sur le comportement des salaires. L'équation (11) implique qu'un taux de chômage constant occasionnera, toutes choses étant égales par ailleurs, des fluctuations continuelles de salaires, de façon à ce que les conditions du marché du travail produisent un effet permanent sur les relèvements de salaires. Par ailleurs, l'équation (12), dans laquelle la fluctuation de l'emploi est utilisée comme variable de la demande, tient pour strictement transitoires les effets des conditions du marché du travail. Tant que l'emploi demeurera constant, les conditions du marché du travail n'influenceront pas le résultat des négociations salariales.

¹¹ Le signe du coefficient de U_t^{-1} dépend, bien entendu, de la relation entre \dot{E}_t et U_t^{-1} et les autres variables du modèle. Voir Henri Theil, (1961).

Nous pouvons invoquer trois raisons pour justifier l'inclusion d'une mesure des profits dans un modèle de négociation bilatérale. Premièrement, des profits supérieurs à ceux qui sont nécessaires pour compenser les coûts d'investissement procurent un argument cinglant aux syndicats dans leurs revendications salariales ¹². En deuxième lieu, les profits aident à préciser dans quelle mesure une entreprise peut payer des salaires plus élevés. Lorsque les profits sont élevés, les hausses salariales peuvent être partiellement absorbées par une diminution des marges de profit. De plus, dans la mesure où les hausses salariales se répercutent sur les prix par des majorations là où la demande du produit est forte, les pertes seront minimales pour ce qui est de la production et de l'emploi. En troisième lieu, et c'est peut-être le point le plus important, des accroissements dans les profits affaiblissent la position stratégique de l'entreprise qui doit négocier avec le syndicat. Le coût d'une grève pour une entreprise quelconque s'évalue d'après l'excédent des revenus des ventes, compte tenu des coûts variables. Il est clair qu'un accroissement du profit total entraînera une augmentation de ces coûts. Par conséquent, lorsque leurs profits sont élevés, les sociétés sont prêtes à verser une prime plus importante (sous la forme de hausses salariales) pour éviter une grève, et, fait tout aussi important, les syndicats en sont probablement tout à fait conscients.

Voilà pourquoi nous avons introduit la variable du taux de profit dans l'équation générale de détermination des salaires. Il nous faut noter cependant que tous les motifs invoqués ci-dessus ne valent que pour le cas de l'inclusion des profits dans un modèle de négociation salariale. On ne peut guère apporter d'arguments en faveur de l'inclusion des profits dans des modèles relatifs à la concurrence sur le marché du travail. Tout au plus pourrait-on justifier pareil geste en acceptant de recourir à l'évaluation des profits comme substitut à une mesure de prévision des conditions futures de la demande en main-d'oeuvre.

Un autre avantage pouvant résulter de l'inclusion des profits dans un modèle de négociation bilatérale ne concerne que certaines industries canadiennes. Lorsqu'on cherche à

¹² Pitchford (en 1963) a traité assez longuement cette question.

plafonner les prix à l'importation, l'élasticité effective de la demande en main-d'oeuvre sera très faible tant que les taux de profit ne seront pas voisins du coût en capital. Si les profits dépassent ce seuil, les syndicats peuvent en toute confiance accentuer leurs revendications salariales, vu que la hausse des coûts ne se reflètera pas dans les prix, et qu'il ne s'ensuivra aucune baisse dans la production ou dans l'emploi.

Enfin, nous devrions attirer l'attention sur le fait que, dans le cas de cette variable, le calcul des coefficients pourrait donner lieu à une erreur systématique négative. Une identité fonctionnelle relie entre eux les profits unitaires, les coûts unitaires de la main-d'oeuvre, les coûts unitaires de l'achat des intrants, ainsi que les prix unitaires. Etant donné cette identité, les fluctuations des salaires et les variations des profits seront en corrélation négative à des niveaux donnés des prix. Tout rapport entre les fluctuations des salaires et les taux de profit, faussé systématiquement par ce rapport d'identité, rapprochera sans doute indûment de zéro le coefficient de régression des variations de salaires par rapport aux profits, dans un modèle de forme classique (ou dans le modèle basé sur les vagues d'augmentations salariales, tel qu'utilisé par Eckstein et Wilson). Cependant, dans les modèles que nous calculerons, cette erreur systématique négative sera insignifiante à cause du décalage échelonné, pondéré en fonction des conventions collectives.

A la suite d'Eckstein et Wilson, nous avons choisi comme variable des profits l'autofinancement brut, après déduction des impôts, exprimé sous la forme d'un pourcentage de l'équité des actionnaires. Bien qu'il existe dans les textes d'économétrie des cas où l'on utilise d'autres mesures des profits, nous croyons que la mesure que nous avons choisie est la plus appropriée, pour les raisons suivantes.

En premier lieu, il nous semble qu'on doive choisir, pour une série temporelle, une mesure qui n'aura pas tendance à varier par suite de l'emploi de telle ou telle méthode comptable. Nous utiliserons donc les profits bruts plutôt que les profits nets, car ces derniers pourraient être évalués différemment selon les techniques comptables utilisées dans le calcul de la dépréciation du capital fixe. En deuxième lieu, nous emploierons une mesure obtenue après

déduction des impôts, parce que c'est là la meilleure façon d'évaluer ce qu'une grève pourrait coûter à une entreprise, et parce que la résistance des sociétés face aux revendications salariales aura tendance à se durcir dans la mesure où les taux de rendement, impôts déduits, se rapprocheront des coûts d'investissements. En troisième lieu, il est évident que les profits à leur valeur absolue n'ont pas de place dans un modèle de prévision des fluctuations relatives des salaires. Parmi les diverses mesures relatives, nous choisirons une mesure du taux de rendement afin d'éliminer la possibilité de distortions provenant de l'utilisation des profits par unité de production, et afin d'éliminer aussi les difficultés que ne peut manquer d'occasionner l'utilisation des marges bénéficiaires des ventes lorsque les capitaux investis varient quantitativement avec le temps.

La plupart des recherches théoriques et empiriques récentes portant sur la détermination des salaires se sont centrées sur le rôle et l'importance de l'Indice des prix à la consommation (IPC) comme variable explicative. En premier lieu, une question se pose quant à la façon d'interpréter cette variable. Est-ce que les travailleurs cherchent à obtenir une compensation pour les variations de prix survenues depuis leur dernière hausse salariale, ou désirent-ils plutôt qu'on tienne compte des variations des prix qu'ils anticipent? A moins d'avoir accès à des données directes de prévision des prix, il n'est guère possible répondre à cette question. En l'absence de telles données, le procédé normal consiste à créer des variables de substitution ou des variables "de prévision", en convenant que les valeurs prévues d'une certaine variable peuvent être obtenues par un retard échelonné des valeurs réelles passées de cette même variable. Si l'on est contraint d'utiliser un tel procédé, il sera alors impossible de distinguer les éléments extrapolés de ces décalages, du fait qu'il peut s'agir aussi de décalages institutionnels dans l'ajustement.

Dans deux recherches antérieures, un des auteurs de la présente étude a entrepris de déterminer le rôle des prix courants et des prix prévus dans l'équation des salaires, à l'aide des données directes extrapolées, obtenues semestriellement au cours de sondages effectués aux Etats-Unis ¹³.

¹³ Voir Turnovsky (1972), Turnovsky et Wachter (1972).

Ces données ont d'abord servi par rapport aux équations des salaires pour les Etats-Unis, mais, l'économie canadienne étant si étroitement liée à celle des Etats-Unis, nous avons cru qu'elles pourraient tout aussi bien servir de mesures de remplacement assez fiables pour les extrapolations concernant le Canada. Non seulement les résultats obtenus ont-ils corroboré cette opinion, mais les données issues de ces sondages ont même été beaucoup plus fructueuses dans les équations canadiennes que dans celles concernant les Etats-Unis. L'une des conclusions dégagées de ces recherches fut que les variations prévues des prix et le rattrapage quant aux variations passées des prix sont deux facteurs importants. Cependant, vu que, d'une part, cette question a fait l'objet de recherches antérieures assez poussées, et que, d'autre part, notre étude s'appuie sur des observations trimestrielles à l'égard desquelles de telles données de prévision n'existent pas, nous ne nous pencherons ici que de façon indirecte sur le rôle de ces extrapolations.

La grandeur du coefficient a_3 dans l'équation (11) est le deuxième point à tirer au clair dans cette analyse des extrapolations. Des auteurs comme Friedman (1968) et Phelps (1968) ont soutenu que, pour un marché concurrentiel et exempt d'incertitudes, ce coefficient devrait égaler un, ce qui s'accorde avec le fait que les relèvements de salaires sont négociés en termes réels. Ceci tiendrait pour inexistant, à long terme, le dilemme salaires nominaux-chômage, ou encore, ceci signifierait que la courbe de Phillips prolongée dans le temps est verticale, si le taux de chômage est "normal". Le mémoire de Turnovsky (1972) démontre que c'est bien de cette façon que les choses se passent au Canada puisque, dans les équations les plus satisfaisantes du point de vue statistique, le coefficient ne s'éloigne guère de l'unité. En ce qui concerne les Etats-Unis, d'autre part, Turnovsky et Wachter (op. cit., 1972) ont obtenu un coefficient beaucoup plus petit - de l'ordre de 0.4 -, résultat que confirment d'autres études (voir Gordon (1970)).

Dans le cas du Canada, il est normal de modifier l'équation (11) pour tenir compte du fait que notre pays est très étroitement lié aux Etats-Unis. En fait, l'existence de tels liens peut expliquer, en partie, pourquoi les données de prévision des prix aux Etats-Unis ont été si bien mises à profit dans les équations canadiennes des salaires.

Cependant, un procédé plus direct pour tenir compte de tels liens consiste à insérer les relèvements de salaires aux Etats-Unis à titre de variable explicative additionnelle dans (11) et (12), ce qui donne:

$$\dot{W}_t = a_0 + a_1 U_t^{-1} + a_2 \pi_t + a_3 \dot{P}_t + a_4 \dot{W}_{us_t} \quad (13)$$

et,

$$\dot{W}_t = a_0 + a_1 \dot{E}_t + a_2 \pi_t + a_3 \dot{P}_t + a_4 \dot{W}_{us_t} \quad (14)$$

où \dot{W}_{us_t} = pourcentage du relèvement des salaires nominaux survenant aux Etats-Unis à l'époque t.

L'inclusion, sous une forme ou l'autre, des salaires des Etats-Unis n'est pas justifiable dans le contexte d'un modèle néo-classique du marché du travail, étant donné que les marchés du travail, en ce qui concerne la main-d'oeuvre directe, sont différents dans les deux pays. Des restrictions sur l'immigration de même que des préférences d'ordre culturel contribuent à éviter que les migrations internationales de la main-d'oeuvre n'entraînent un équilibre réciproque des deux marchés. Certains effets marginaux des écarts relatifs de salaires sur l'afflux d'immigrants et l'exode des émigrants pourraient sans doute se faire sentir à la longue, mais en courte période de tels effets, en plus d'être minimes, seront sans doute noyés par d'autres facteurs.

Néanmoins, dans un contexte de négociation salariale bilatérale (dans une économie ouverte), de bonnes raisons militent en faveur de l'inclusion d'une telle variable. Lorsque la concurrence de l'étranger, réelle ou virtuelle, joue un rôle de premier plan pour conditionner les entreprises quant à leur capacité de transmettre aux prix les hausses salariales, un accroissement des coûts de ces concurrents abaissera l'élasticité de la demande (au salaire existant); l'option que devra faire le syndicat entre la diminution du taux d'emploi et l'augmentation des salaires pèsera donc en faveur de revendications salariales plus élevées ¹⁴.

¹⁴ D'aucuns pourraient croire que les prix plutôt que les salaires à l'étranger sont plus aptes à servir de variable. Cependant, vu que les conventions collectives déterminent

En outre, dans les industries dont les solidarités au plan institutionnel sont très fortes, les syndicats ne seront pas indifférents aux fluctuations des salaires aux Etats-Unis. Ainsi que Downie (1970) l'a établi en détail, le schéma des négociations de part et d'autre de la frontière semble avoir de l'importance dans trois des principales industries, et, dans deux de celles-ci, on porte un certain intérêt à l'objectif de la parité des salaires avec les Etats-Unis. Il s'ensuit que des hausses salariales dans l'industrie correspondante aux Etats-Unis peuvent inciter les syndicats à donner plus de poids aux relèvements de salaires qu'à la diminution possible des emplois.

Pour ces deux raisons, nous devons prendre en considération la possibilité que les taux de salaires des Etats-Unis débordent la frontière: nous avons donc inclus cet élément dans les équations (13) et (14). Une autre formulation possible consiste à admettre au départ que les négociations salariales actuelles sont fonction de la situation salariale relative de l'industrie canadienne face à celle de l'industrie américaine, (W_{can}/W_{us}). Il est facilement démontrable que cette autre formulation suppose l'existence d'une relation d'équilibre stable à long terme entre les niveaux de salaires dans les deux pays. Convaincus que nous ne devons pas être liés par un tel postulat, nous avons opté pour les formules (13) et (14), qui éliminent cette contrainte.

Comme nous l'avons déjà expliqué en détail dans la section précédente, les équations (13) et (14) comportent le grave défaut de ne pas tenir dûment compte de la structure de décalage attribuable au processus de négociation, structure qui détermine les fluctuations des salaires de la main-d'oeuvre directe liée par des conventions collectives. Néanmoins, ces équations viennent sûrement à l'appui des hypothèses auxquelles nous avons recours pour expliquer les salaires actuellement négociés. Formulons donc les équations suivantes pour déterminer les taux de salaires négociés:

14 (suite) les taux de salaires pour plusieurs trimestres à venir, les variations des coûts refléteront peut-être mieux les effets de la convention collective sur la position concurrentielle de l'entreprise pendant toute sa durée d'application.

$$(\Delta R/R_{-1})_{t,t-\tau} = a_0 + a_1 U_{t-\tau}^{-1} + a_2 \pi_{t-\tau} + a_3 \dot{P}_{t-\tau} + a_4 \dot{W}_{us,t-\tau}$$

(15)

$$(\Delta R/R_{-t})_{t,t-\tau} = a_0 + a_1 \dot{E}_{t-\tau} + a_2 \pi_{t-\tau} + a_3 \dot{P}_{t-\tau} + a_4 \dot{W}_{us,t-\tau}$$

(16)

A ce stade, un autre point appelle des explications. Il est postulé implicitement dans les équations (15) et (16) que les négociations salariales ne dépendent que de la conjoncture de la période (trimestre) durant laquelle la convention est signée. Naturellement, beaucoup d'autres hypothèses sont possibles. Par exemple, nous pourrions tout aussi bien postuler que les négociateurs fondent leurs décisions sur la conjoncture propre à une période plus longue, un an par exemple, ou même peut-être sur la conjoncture propre à l'ensemble de la période écoulée depuis la signature de la dernière convention.

Nous pourrions faire l'étude de types de rapports plus complexes, en ce qui concerne les retards échelonnés. Toutefois, étant donnés les problèmes étudiés ci-dessus, soient ceux occasionnés par les augmentations de base décroissantes et par le jalonnement des fluctuations décalées des salaires, nous pouvons soutenir que la fonction des retards échelonnés utilisée dans les équations d'estimation ci-dessous tient déjà compte, d'une certaine façon, du fait que l'entente négociée est elle-même influencée par une moyenne mobile des valeurs récentes des variables indépendantes.

Nous n'avons donc pas eu recours aux autres hypothèses de travail en ce qui concerne les équations salariales pour les secteurs industriels ou pour les industries au Canada. Quant aux Etats-Unis, comme nous l'expliquerons au chapitre six, les résultats établis en appliquant directement les équations tirées de (15) et (16) n'étaient pas satisfaisants, et nous avons donc utilisé une méthode différente à base de moyennes mobiles et de décalages échelonnés en jalons.

Revenant au glissement des salaires, nous avons habituellement pris comme mesure de $g(Z_{t-\tau})$ l'inverse du taux de chômage ($U_{t-\tau}^{-1}$) ou la variation dans l'emploi ($E_{t-\tau}$). Ainsi, formulons la fonction (9) de l'évolution des salaires de la façon suivante:

$$(\Delta D/D_{-1})_{t,t-\tau} = \beta(U_t^{-1} - U_{t-\tau}^{-1}), \quad (17)$$

avec une équation analogue pour la fluctuation de l'emploi:

$$(\Delta D/D_{-1})_{t,t-\tau} = \beta(\dot{E}_t - \dot{E}_{t-\tau}). \quad (18)$$

Nous voici donc en mesure de dériver notre équation des salaires pour les travailleurs syndiqués de l'ensemble du secteur manufacturier. La substitution dans l'équation (10) de $\Delta R_{t,t-\tau}/R_{t-1,t-\tau}$ tiré de l'équation (15), et de $\Delta D_{t,t-\tau}/D_{t-1,t-\tau}$ tiré de l'équation (17), donne:

$$\begin{aligned} \dot{W}_t = & a_0 + a_1 \sum_{\tau} U_{t-\tau}^{-1} k_{t,t-\tau} + a_2 \sum_{\tau} \pi_{t-\tau} k_{t,t-\tau} + a_3 \sum_{\tau} \dot{P}_{t-\tau} k_{t,t-\tau} \\ & + a_4 \sum_{\tau} \dot{W}_{us,t-\tau} k_{t,t-\tau} + \beta \left[U_t^{-1} - \sum_{\tau} U_{t-\tau}^{-1} k_{t,t-\tau} \right], \end{aligned} \quad (19)$$

où nous mettons à profit le fait que $\sum_{\tau} k_{t,t-\tau} = 1$. Nous affirmons par cette équation que, hormis les clauses d'échelle mobile des salaires, le taux courant de fluctuation des taux de salaires nominaux est fonction, par décalages échelonnés selon une pondération variable, des quantités qui déterminent les négociations salariales actuelles et passées. Nous désignerons désormais par l'exposant*, l'application de cette conversion en décalages échelonnés à une variable indépendante donnée, et nous référerons à ces variables comme étant "pondérées par les conventions". Si nous admettons que les fluctuations de salaires attribuables aux clauses d'échelle mobile dépendent des variations courantes de l'Indice des prix à la consommation, alors l'emploi d'une

telle notation modifiera l'équation (19) de la façon suivante:

$$\begin{aligned} \dot{W}_t = a_0 + a_1 (U_t^{-1})^* + a_2 \pi_t^* + a_3 \dot{P}_t^* + a_4 (\dot{W}_{us_t})^* \\ + \beta (U_t^{-1} - (U_t^{-1})^*) + a_5 \dot{P}_t \end{aligned} \quad (20)$$

où la variable $(U_t^{-1} - (U_t^{-1})^*)$ est incluse à cause du glissement des salaires. Nous obtenons une équation analogue lorsque les conditions de la demande en main-d'oeuvre sont mesurées par la variation dans l'emploi, à savoir

$$\begin{aligned} \dot{W}_t = a_0 + a_1 \dot{E}_t^* + a_2 \pi_t^* + a_3 \dot{P}_t^* + a_4 (\dot{W}_{us_t})^* \\ + \beta (\dot{E}_t - \dot{E}_t^*) + a_5 \dot{P}_t \end{aligned} \quad (20')$$

Si tous les travailleurs étaient liés par des conventions collectives, les équations (20) ou (20') seraient propres à expliquer la totalité des salaires dans l'industrie manufacturière. Cependant, 30 pourcent de la main-d'oeuvre directe n'est pas syndiquée. Si les salaires de ce dernier groupe de travailleurs suivent de près les salaires fixés au titre des conventions collectives, les équations (20) et (20') sont utilisables pour les salaires de tous les travailleurs. Néanmoins, il est sans doute plus logique d'admettre la possibilité que la conjoncture économique en cours influence fortement la fluctuation des salaires des travailleurs non syndiqués. Notamment, en admettant que cette catégorie de travailleurs peut être représentée par des fonctions néo-classiques de l'offre et de la demande reliées à un processus conventionnel d'ajustement des salaires avec rupture d'équilibre (justification originelle de la courbe de Phillips; voir Lipsey (1960)), nous pouvons poser:

$$\dot{W}_t = a_0' + a_1' U_t^{-1} + a_2' \dot{P}_t \quad (21)$$

Dans cette fonction a_2' représente la mesure selon laquelle l'ajustement s'effectue en termes réels plutôt qu'en termes monétaires. Les profits ne sont pas inclus dans cette équation parce que les conditions du marché des denrées ne devraient pas agir sur les taux de salaires dans ce secteur, si ce n'est par leur répercussion sur la demande et l'offre en main-d'oeuvre, ce que mesurent déjà le taux de chômage et le taux de variation des prix à la consommation. Nous pouvons également formuler une équation analogue dans laquelle apparaît E_t au lieu de U_t^{-1} , mais, dans ce cas-ci, il semble que E_t représente mieux la pression de la demande sur l'offre au sein de la main-d'oeuvre disponible pour cette industrie.

Le taux moyen observé des salaires nominaux dans l'ensemble du secteur manufacturier sera fondé, bien entendu, sur une combinaison des taux relatifs aux travailleurs syndiqués ainsi que des taux relatifs aux travailleurs non syndiqués. Si l'on suppose que les proportions de travailleurs qui appartiennent à ces deux catégories demeurent sensiblement constantes dans le temps, alors le pourcentage de fluctuation observé dans le taux des salaires nominaux devrait être la moyenne pondérée des pourcentages de fluctuation correspondants des taux de salaires nominaux dans les deux secteurs. Cela nous conduit à une équation générale d'estimation pour l'ensemble du secteur manufacturier:

$$\begin{aligned} \dot{W}_t = & b_0 + b_1 (U_t^{-1})^* + b_2 U_t^{-1} + b_3 \pi_t^* + b_4 \dot{P}_t^* + b_5 \dot{P}_t \\ & + b_6 (\dot{W}_{us_t})^* \quad , \quad (22) \end{aligned}$$

où \dot{W}_t représente le pourcentage moyen de fluctuation des salaires nominaux dans l'ensemble du secteur manufacturier.

Une équation analogue peut être utilisée si \dot{E}_t remplace U_t^{-1} :

$$\begin{aligned} \dot{W}_t = & b_0 + b_1 \dot{E}_t^* + b_2 \dot{E}_t + b_3 \pi_t^* + b_4 \dot{P}_t^* + b_5 \dot{P}_t + b_6 (\dot{W}_{us_t})^* . \\ & (22') \end{aligned}$$

Les variables pondérées ont trait aux fluctuations en cours dans le secteur syndiqué, alors que les valeurs courantes des variables explicatives ont trait en partie au secteur non syndiqué, en partie au phénomène du glissement des salaires dans le secteur syndiqué (U_t^{-1}), et, enfin, en partie aux effets des clauses d'échelle mobile des salaires (P_t). Si λ représente le pourcentage des travailleurs syndiqués, nous pouvons relier de façon approximative les coefficients de $(U_t^{-1})^*$ et U_t^{-1} de l'équation (22) aux paramètres correspondants qui figurent dans les équations (20) et (21), à l'aide des équations suivantes:

$$b_1 = \lambda(a_1 - \beta)$$

$$b_2 = \lambda\beta + (1 - \lambda) a_1' .$$

Notons que même si nous connaissons la valeur de λ , nous ne pouvons pas préciser les trois coefficients, a_1 , β , a_1' .

Nous ne pouvons donc pas non plus isoler les effets de U_t^{-1} attribuables au glissement des salaires, de ceux qui reflètent l'influence de cette variable sur les salaires des travailleurs non syndiqués. Remarquons aussi que si le glissement des salaires joue un rôle assez important, nous pouvons facilement admettre que $b_1 < 0$, alors que $(U_t^{-1})^*$ adopte dans la régression un signe contraire au signe prévu. L'explication de ce phénomène est tout à fait différente de celle donnée plus haut pour un résultat identique. Enfin, ce même manque de précision nous empêche d'isoler les effets des clauses d'échelle mobile sur l'indice des prix à la consommation, des effets attribuables à l'influence de cet indice sur les salaires des employés non syndiqués.

L'équation (22) est le fondement de notre travail empirique sur l'ensemble du secteur manufacturier. On y utilisera de nombreux modes d'application de ce modèle. Par exemple une formulation appliquée à l'industrie canadienne, (et qui s'applique également aux Etats-Unis), peut s'obtenir en posant que $b_6 = 0$.

Equations des salaires pour les industries

Notre tâche finale en ce qui concerne la détermination des salaires réside dans la formulation d'équations salariales pour les industries. La méthodologie adoptée dans ce cas se rapproche beaucoup de celle que nous avons décrite en ce qui concerne l'ensemble du secteur manufacturier. Cependant, la définition des variables déterminantes du contrat de travail comprend une différence importante.

De façon plus précise, posons le postulat suivant:

$$\frac{\Delta R_{i,t,t-\tau}}{R_{i,t-1,t-\tau}} = a_0 + a_1 \dot{E}_{i,t-\tau} + a_2 \pi_{i,t-\tau} + a_3 \dot{P}_{t-\tau} + a_4 \dot{W}_{us_{i,t-\tau}} + a_5 \left[\frac{W_i}{W_T} \right]_{t-\tau}; \quad (23)$$

dans cette équation l'indice i se réfère à l'industrie, W_i au taux de salaire dans cette industrie, et W_T au taux moyen de salaire dans l'ensemble de l'industrie manufacturière. Ainsi, les relèvements salariaux négociés sont fonction du pourcentage de variation dans l'emploi au sein de l'industrie, du taux de profit de l'industrie, du pourcentage de variation de l'indice des prix à la consommation, ainsi que des pourcentages de fluctuation des salaires dans l'industrie américaine correspondante. De plus, ces relèvements dépendent d'une variable intérieure de "débordement", variable qui reflète l'influence du niveau des salaires payés ailleurs dans le secteur manufacturier sur ceux qui sont payés dans l'industrie i . Nous pouvons formuler cet effet de débordement de deux façons. Tout d'abord, nous pouvons dépeindre cette variable par la situation relative de l'industrie en matière de salaires, comparativement à tout le secteur manufacturier, ce qui a été fait dans l'équation (23). Dans ce cas $a_5 < 0$. Si la valeur de W_i/W_T est relativement grande, l'industrie i étant ainsi une industrie à salaires élevés, la main-d'oeuvre sera attirée vers elle, entraînant de ce fait un accroissement de l'offre et une diminution des relèvements de salaires. L'autre mode de

formulation de cette variable est de forme absolue: on substitue \dot{W}_t à W_i/W_t ; \dot{W}_t représente en l'occurrence le pourcentage de variation des fluctuations des taux de salaires nominaux dans l'ensemble de l'industrie manufacturière. Nous avons eu recours également à cette hypothèse; dans ce cas, le coefficient correspondant devrait être positif, ce qui s'accorde avec le fait qu'à mesure que le niveau général des salaires s'élève, chaque industrie hausse ses salaires afin de maintenir sa situation concurrentielle face aux autres industries.

Il se peut aussi que l'évolution des salaires dans une industrie donnée soit influencée par la situation relative de cette industrie dans le domaine des salaires. Ainsi, au lieu de (18) nous pourrions avoir:

$$\begin{aligned}
 (\Delta D/D_{-1})_{i,t,t-\tau} &= \beta_1 \sum_{\tau} (\dot{E}_{i,t} - \dot{E}_{i,t-\tau}) \\
 &+ \beta_2 \sum_{\tau} \left[\left(\frac{W_i}{W_T} \right)_{t-1} - \left(\frac{W_i}{W_T} \right)_{t-\tau} \right], \quad (24)
 \end{aligned}$$

où $\beta_2 < 0$. Si, au cours de la période écoulée depuis la signature de la convention, il y a eu détérioration de la situation de l'industrie en matière de salaires, la direction de l'entreprise peut avoir tendance à accorder des hausses supérieures à celles qui avaient d'abord été négociées.

Ainsi, en réitérant l'analyse effectuée pour l'ensemble du secteur manufacturier, nous obtenons l'équation suivante des salaires pour les industries:

$$\begin{aligned}
 \dot{W}_{it} &= b_0 + b_1 \dot{E}_{it}^* + b_2 \dot{E}_{it} + b_3 \pi_{it}^* + b_4 \dot{P}_t^* + b_5 \dot{P}_t \\
 &+ b_6 (\dot{W}_{us_{it}})^* + b_7 \left(\frac{W_i}{W_T} \right)_t^* + b_8 \left(\frac{W_i}{W_T} \right)_{t-1} \quad (25)
 \end{aligned}$$

Bien que le glissement des salaires soit une raison suffisante pour justifier l'introduction de $(W_i/W_T)_{t-1}$ comme variable explicative, il en existe cependant une autre raison: l'introduction d'une telle variable permet en effet de tenir compte de la possibilité que, si les salaires des travailleurs non syndiqués ne sont pas étroitement liés aux salaires fixés au titre de conventions collectives, ils peuvent néanmoins subir l'influence de la situation relative de l'industrie en matière de salaires.

Plusieurs variantes de cette équation ont été calculées. En premier lieu, nous avons utilisé U_t^{-1} , l'inverse du taux de chômage, comme autre variable de la main-d'oeuvre. En second lieu, la variable de débordement a été quelquefois représentée en termes absolus plutôt qu'en termes relatifs, W_t étant alors substitué à W_i/W_t . Enfin, en troisième lieu, de nombreuses variables ont été rejetées lorsqu'elles se sont révélées sans importance, ou lorsqu'elles comportaient un signe qui ne leur convenait pas.

LES EQUATIONS DE LA PRODUCTIVITE

L'équation des prix décrite dans la section ci-après est fondée sur l'hypothèse selon laquelle les entreprises déterminent leurs prix en ajoutant une marge de profit au total des coûts unitaires variables encourus lorsqu'elles fonctionnent à un taux standard ou normal d'utilisation de la capacité de production. Le calcul des coûts associés à ce taux normal d'utilisation présuppose, entre autres choses, une explication des variations dans les coûts unitaires de la main-d'oeuvre. Ceci à son tour nous oblige à expliquer les variations cycliques de la productivité de la main-d'oeuvre, afin de déterminer les tendances sous-jacentes de la productivité qui agissent sur les coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre. Toutefois, la fonction de productivité ne sert pas uniquement de palier intermédiaire dans la formulation de notre équation des prix: elle est en soi digne d'intérêt. Elle nous aide en effet à préciser les hausses salariales qui peuvent être tolérées sans nécessairement entraîner des pressions tendant à gonfler les prix dans le secteur manufacturier.

Au cours des dernières années, plusieurs recherches empiriques ont tenté d'expliquer le comportement cyclique de l'emploi ou de la productivité de la main-d'oeuvre. Notre fonction de productivité a été établie d'après la méthode qu'ont adoptée Wilson et Eckstein en 1964; cette méthode met en relief les décalages dans l'ajustement de l'emploi de la main-d'oeuvre aux variations de la production, comme facteur fondamental des variations à court terme de la productivité ¹⁵. Etant donné qu'on utilise la même fonction de productivité pour l'ensemble du secteur manufacturier que pour chaque industrie, le modèle suivant s'applique à tous les niveaux d'agrégation.

Admettons comme premier postulat que la relation à long terme entre les heures-hommes et la capacité de production à l'époque t puisse être formulée de la façon suivante:

$$M_t^C = A e^{-gt} C_t \quad , \quad (26)$$

où M_t^C représente les heures-hommes qui réalisent le rapport d'équilibre,

C_t est la capacité de production (exprimée en unités de rendement),

g est le taux d'augmentation de la productivité de la main-d'oeuvre,

A est une constante.

Cette équation présuppose que les besoins unitaires en heures-hommes dans des conditions de pleine utilisation de la capacité de production sont déterminés par une tendance exponentielle simple. Elle suppose donc que les économies internes d'échelle sont soit absentes, soit comprises dans la tendance temporelle, et que la substitution du capital au travail est soit sans importance, soit encore raisonnablement représentée par une tendance temporelle ¹⁶. Des vérifications empiriques de ces postulats plutôt contraignants seront décrites brièvement ci-dessous.

¹⁵ Pour d'autres méthodes, voir par exemple F. P. Brechling (1965), Edwin Kuh (1965).

L'équation (26) représente le rapport d'équilibre à long terme entre les heures-hommes et la production qui persiste une fois que l'on a opéré tous les ajustements à court terme. Dans un période donnée, cependant, l'entreprise se proposera peut-être de produire à un autre niveau que celui de la capacité de production, ce qui entraînera une modification dans sa demande en main-d'oeuvre. Nous pouvons formuler l'ajustement de sa demande de main-d'oeuvre soit en termes logarithmiques ou en termes linéaires: ces deux formulations produisent évidemment des équations d'estimation quelque peu différentes. En fait, nous avons employé les deux modes de formulation, mais nous nous contenterons d'exposer le premier en détail. Soient: Q_t^P , la production prévue, et M_t^P le besoin correspondant en main-d'oeuvre; nous pouvons faire valoir que:

$$M_t^P = M_t^C \left(\frac{Q_t^P}{C_t} \right)^\beta . \quad (27)$$

L'équation (27) présuppose un taux proportionnel constant d'ajustement de la main-d'oeuvre à tout écart entre la production prévue et la capacité de production. Plus précisément, elle suppose que l'élasticité de la main-d'oeuvre prévue, par rapport à la production prévue, est une constant β , que l'on convient d'appeler l'"élasticité à moyen terme".

A cause des fluctuations à court terme, il n'est pas nécessaire que la production réelle soit égale à la production prévue. Représentons donc le nombre réel d'heures-hommes, M_t , nécessaires pour la production réelle, Q_t , de la façon suivante:

¹⁶ Il est certainement possible de relier mathématiquement cette équation à une fonction sous-jacente de production de Leontief. Toutefois, l'équation peut aussi représenter adéquatement une technique de production à élasticité de substitution constante, si la substitution du capital au travail n'est fonction que de tendances à long terme dans les coûts salariaux par rapport aux coûts en immobilisations.

$$M_t = M_t^p \left(\frac{Q_t}{Q_t^p} \right)^\gamma . \quad (28)$$

Comme l'équation (27), cette équation présuppose un ajustement proportionnel de la main-d'oeuvre à tout écart entre la production prévue et la production réelle. La constante γ représente l'élasticité de la main-d'oeuvre réelle Q_t^p par rapport à la production réelle.

Comme nous l'expliquerons au chapitre quatre, la fonction de productivité est adaptée à diverses catégories de travailleurs, notamment à la main-d'oeuvre directe et à la main-d'oeuvre indirecte, en ce qui concerne les heures normales aussi bien que les heures supplémentaires de travail. Remarquons que dans le cas des heures régulières de travail de la main-d'oeuvre directe, on s'attend à ce que $\beta < \gamma$, car les entreprises auront d'autant plus de flexibilité que se prolongera la période d'ajustement. De plus, comme la main-d'oeuvre indirecte est essentiellement embauchée en prévision d'un terme plus long, on pourrait s'attendre à ce que, dans ce cas, $\gamma = 0$. C'est exactement le résultat qu'a donné l'étude pour l'ensemble du secteur manufacturier; aussi a-t-on rendu γ égal à zéro pour la main-d'oeuvre indirecte dans les équations portant sur les industries. D'autre part, pour ce qui est du travail supplémentaire, on pourrait s'attendre à ce que l'inégalité soit renversée. Cela s'explique par le fait qu'à court terme, une large part de l'ajustement aux fluctuations de la production porte sur le nombre d'heures supplémentaires de travail utilisé. Etant donné que les heures de travail supplémentaires coûtent à la longue plus cher à l'entreprise, celle-ci s'adaptera à toute augmentation soutenue de la production par l'utilisation accrue d'heures normales de travail ou par des affectations différentes de son capital. Voilà pourquoi, dans le cas du travail supplémentaire, on peut s'attendre à ce que $\gamma < \beta$. Toutefois, puisque les heures normales de travail ont tendance à être supérieures aux heures supplémentaires, on peut s'attendre à ce que l'inégalité $\beta > \gamma$ soit satisfaite dans l'équation portant sur le total d'heures-hommes.

A partir des équations (26), (27), et (28), nous obtenons:

$$\frac{M_t}{C_t} = \frac{1}{A} e^{-gt} \left(\frac{Q_t^p}{C_t} \right)^\beta \left(\frac{Q_t}{Q_t^p} \right)^\gamma ; \quad (29)$$

l'application de logarithmes nous conduit à l'équation d'estimation suivante:

$$\ln \left(\frac{M_t}{C_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta \ln \left(\frac{Q_t}{Q_t^p} \right) + \gamma \ln \left(\frac{Q_t}{Q_t^p} \right), \quad (30)$$

dans laquelle

$$\alpha_0 = \ln \frac{1}{A}, \quad \alpha_1 = -g.$$

L'équation (30) est le modèle fondamental qui sous-tend l'analyse empirique du chapitre quatre. Toutefois, deux transformations de ce calcul ont été mises à l'essai au niveau de l'ensemble du secteur manufacturier. En premier lieu, nous avons postulé dans cette équation que le rendement d'échelle est constant, et, afin de vérifier la présence possible d'effets d'échelle, nous avons établi l'équation suivante ¹⁷ où l'indice de capacité de production est inclus à titre de variable explicative additionnelle:

$$\ln \left(\frac{M_t}{C_t} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta \ln \left(\frac{Q_t^p}{C_t} \right) + \gamma \ln \left(\frac{Q_t}{Q_t^p} \right) + \varepsilon \ln C_t, \quad (30')$$

¹⁷ Nous nous sommes servis de ce résultat pour démontrer que l'équation (30) nous suffit. Le fait que cette vérification n'ait pas révélé d'économies d'échelle découle peut-être tout simplement du fait qu'il soit difficile de séparer les effets des économies d'échelle des effets de changements techniques à long terme, en utilisant les données tirées de séries chronologiques.

Comme le coefficient ε s'est révélé non significatif, ce qui laisse croire que les effets d'échelle sont sans importance, nous n'avons pas poursuivi cette voie. En second lieu, nous avons vérifié dans quelle mesure les salaires réels actuels sont susceptibles d'influencer la productivité de la main-d'oeuvre (par suite de leur rôle dans la substitution du capital - et d'autres facteurs - au travail), en introduisant W_t/P_t , à titre de variable explicative additionnelle.

Associée au terme de tendance contenu dans l'équation (30), cette variable n'était pas significative, ce qui permet de conclure que l'influence, quelle qu'elle soit, des salaires réels sur la substitution du capital au travail s'intègre totalement aux tendances de productivité.

La version linéaire de l'équation (30) prend la forme suivante:

$$\ln \frac{M_t}{C_t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + (\beta_0 + \beta_1 t) \left[\frac{Q_t^p - C_t}{C_t} \right] + (\gamma_0 + \gamma_1 t) \left[\frac{Q_t - Q_t^p}{C_t} \right] . \quad (31)$$

Les remarques que nous avons faites sur la rapidité d'ajustement des diverses catégories de main-d'oeuvre s'appliquent tout aussi bien à ce cas-ci.

Soulignons un aspect intéressant de cette équation logarithmique: que les coefficients β et γ sont des élasticités, tandis que $-\alpha_1$ mesure le taux d'accroissement de la productivité. Avec la fonction linéaire, les élasticités et les tendances qui y correspondent sont un peu plus difficiles à calculer, bien que nous les fassions varier en fonction du temps. Plus précisément, dans ce dernier cas, nous avons:

- 1) L'élasticité à court terme (définie comme élasticité des heures-hommes par rapport à la production réelle, si la production prévue et la capacité de production demeurent constantes), représentée par:

$$\eta_{\gamma} = \gamma(t) \frac{Q}{M} , \quad (32)$$

expression dans laquelle

$$\gamma(t) = \gamma_0 + \gamma_1 t .$$

- 2) L'élasticité à moyen terme (définie comme élasticité des heures-hommes par rapport à la production prévue à capacité constante), représentée par l'expression

$$\eta_{\beta} = \beta(t) \frac{Q_t^P}{M} , \quad (33)$$

dans laquelle

$$\beta(t) = \beta_0 + \beta_1 t .$$

- 3) Par hypothèse, l'élasticité à long terme des heures-hommes par rapport à la capacité de production équivaut à l'unité (il en va de même pour le modèle logarithmique).

Signalons aussi que, contrairement au cas logarithmique, l'élasticité est fonction de la relation qui existe entre Q , Q^P et C . Nous supposons, dans l'évaluation des deux autres élasticités, que $Q=Q^P=C$. En plus de fournir un point de référence commun pour les trois élasticités, ce postulat rend aussi les calculs plus simples, puisque (32) et (33) se ramènent maintenant à

$$\eta_{\gamma} = \frac{\gamma(t)}{\alpha(t)} \quad (34)$$

$$\eta_{\beta} = \frac{\beta(t)}{\alpha(t)} . \quad (35)$$

Enfin, le taux d'accroissement de la productivité est fonction, aussi, du rapport entre Q, QP et C. Admettant encore une fois qu'ils soient tous égaux, nous trouvons que:

$$\frac{\dot{(M/C)}}{M/C} = \frac{\alpha_1 + 2\alpha_2 t}{\alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2} \quad , \quad (36)$$

expression qui est en outre fonction de t.

Enfin, puisque le but premier de l'introduction d'une fonction de productivité est d'estimer les coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre, nous nous devons maintenant de donner une courte explication de la façon dont nous avons établi cette variable. Par définition, on établit les coûts unitaires réels de la main-d'oeuvre par l'équation suivante:

$$ULC_t = \frac{M_t W_t}{Q_t} \quad . \quad (37)$$

Ainsi qu'il en a déjà été question, les coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre sont les coûts unitaires réels de la main-d'oeuvre auxquels l'entreprise doit faire face lorsqu'elle produit à une allure normale, soit, dans notre cas, à pleine capacité; par conséquent,

$$ULC_t^N = \frac{M_t^C}{C_t} \cdot W_t \quad . \quad (37')$$

Ainsi, faisant nôtre la formulation logarithmique, nous pouvons transposer M_t^C/C_t dans (26), ce qui donne:

$$ULC_t^N = Ae^{-gt} W_t \quad , \quad (38)$$

où les paramètres significatifs A et g sont calculés à partir de l'équation de régression (30). Le même processus s'applique dans le cas du modèle linéaire.

L'EQUATION DES PRIX

Dans la présente section, nous établirons un modèle général du comportement des prix, applicable tant aux industries concurrentielles qu'aux entreprises de nature oligopolistique; ce modèle tient compte, dans ce dernier cas, de l'existence d'un plafonnement des prix à l'importation. Nous établirons tout d'abord une équation qui détermine le prix d'équilibre à long terme, en l'absence de ce facteur de plafonnement. Nous modifierons ensuite le modèle de façon à y inclure cette composante du régime des prix. Enfin, nous établirons un modèle d'évaluation du régime des prix à court terme, qui fait entrer en ligne de compte les effets de la demande excédentaire ainsi que ceux des variations conjoncturelles des coûts et des prix internationaux, de même que l'ajustement des prix réels vers leurs valeurs d'équilibre à long terme. Puisque nous prévoyons le même modèle pour l'ensemble du secteur manufacturier ainsi que pour chacune des industries du groupe à deux chiffres, l'analyse qui suit s'applique à ces deux niveaux.

La fixation des prix en fonction du coût total des facteurs ou en fonction d'une majoration des bénéfiques est considérée maintenant comme le propre des industries de nature oligopolistique. L'élément de majoration des bénéfiques sera déterminé, dans un régime qui s'oriente à la longue vers la maximisation des profits, par la condition d'accès au marché et par la somme des capitaux engagés dans la production. Si ni l'un ni l'autre de ces facteurs ne varie avec le temps, nous pouvons dériver l'équation du prix d'équilibre pour les entreprises qui adoptent une stratégie des prix en fonction du coût total des facteurs, fondée uniquement sur les coûts unitaires.

Selon la méthode de détermination des prix au coût total des facteurs, l'entrepreneur fixe ses prix en se réservant la marge de profits qu'il désire au-delà des coûts unitaires variables totaux encourus s'il produit à une allure standard ou normale. Ce qui nous porte à croire que le facteur pertinent de ce processus soit celui des coûts unitaires normaux, c'est que l'oligopoleur fonctionne essentiellement dans un climat d'incertitude. Parmi les principaux problèmes qu'il lui faut envisager, il doit entre autres prévoir la réaction de ses concurrents à sa ligne de conduite. Puisqu'il risque de voir diminuer ses ventes ainsi que sa

clientèle s'il hausse ses prix à cause d'une augmentation des coûts à court terme, et qu'il s'aperçoit alors que les autres entreprises ne le suivent pas, il aura tendance à voir plus loin lorsqu'il prend une décision en matière de prix. Par conséquent, l'oligopoleur déterminera probablement ses prix en s'appuyant sur les coûts qui ont à ses yeux un caractère permanent, et qui ne sont pas les conséquences de fluctuations accidentelles à court terme du cycle économique; en d'autres termes, son régime de prix se fondera sur les coûts unitaires normaux.

Nous prenons pour acquis qu'une entreprise est soumise à trois facteurs de production variables: la main-d'oeuvre, les matériaux produits au pays, et les matériaux d'importation. Comme nous l'avons exposé ci-dessus (dans la troisième section), le coût unitaire d'un facteur de production est le coût relatif à ce facteur pour chaque unité de production. Si ULC , UM_dC , et UM_1C représentent respectivement les coûts unitaires relatifs à ces trois facteurs de production, il s'ensuit que le total des coûts unitaires variables, UTC , devra obligatoirement satisfaire à l'équation suivante:

$$UTC = ULC + UM_dC + UM_1C \quad . \quad (39)$$

Selon la règle de la détermination des prix en fonction d'une majoration des bénéfices, une entreprise fixe son prix en se réservant une marge de profits donnée, au-delà du total des coûts unitaires variables, lorsqu'elle produit à un rythme normal. Si l'exposant N représente le mot "normal", nous pouvons représenter ce fait par l'expression suivante:

$$P^* = \theta \cdot UTC^N \quad , \quad (40)$$

dans laquelle $UTC^N = ULC^N + UM_dC^N + UM_1C^N$ (39')

$\theta \geq 1$ est le facteur de majoration des bénéfices et P^* représente le prix d'équilibre fixé par l'entreprise.

Introduisons maintenant quelques postulats simplificateurs: en premier lieu, les trois composantes des coûts unitaires sont en proportion constante dans le total des coûts unitaires normaux. Nous postulons ainsi que:

$$\frac{ULC^N}{UTC^N} = c_1, \quad \frac{UM_d C^N}{UTC^N} = c_2, \quad \frac{UM_i C^N}{UTC^N} = c_3, \quad (41)$$

où $c_1 + c_2 + c_3 = 1$. Ces postulats peuvent être dérivés du postulat d'un régime qui s'oriente à long terme vers la maximisation des profits, selon une fonction de production sous-jacente du type Cobb-Douglas (à long terme)¹⁸. L'introduction de (41) dans l'hypothèse des bénéfices bruts (40) donne:

$$P^* = \theta c_1^{-c_1} c_2^{-c_2} c_3^{-c_3} (ULC^N)^{c_1} (UM_d C^N)^{c_2} (UM_i C^N)^{c_3} \quad (42)$$

Vu la dynamique à court terme que nous introduirons ici, nous devons ajouter aux variables de l'expression (42) des indices de temps. C'est ainsi que, sous la forme logarithmique, le prix d'équilibre pour la période t devient:

$$\ln P_t^* = c_0 + c_1 \ln(ULC^N)_t + c_2 \ln(UM_d C^N)_t + c_3 \ln(UM_i C^N)_t, \quad (43)$$

où c_0 est une constante, et renferme les termes $-(c_1 \ln c_1 + c_2 \ln c_2 + c_3 \ln c_3)$, de même que la composante constante de θ .

¹⁸ Remarquons que ce postulat est compatible avec les modèles de productivité expliqués précédemment.

Nous avons déjà exposé plus haut, la méthode qui a servi à l'établissement des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre ULC_t^N , calculés à partir de la fonction de productivité sous-jacente élaborée dans la troisième section. Comme nous l'avons vu, cette méthode exige que nous obtenions des évaluations du taux d'emploi et des heures-hommes, données facilement disponibles. Malheureusement, nous ne pouvons obtenir de données correspondantes qui séparent les facteurs de production d'origine nationale de ceux d'origine étrangère, et il est donc difficile de faire la distinction entre les prix des produits importés et ceux des produits d'origine nationale. Nous sommes donc incapables d'évaluer $UM_d C_t^N$ et $UM_i C_t^N$. C'est pour cela que nous poserons comme postulat que les entrées réelles de matériaux -- tant nationaux qu'importés -- demeurent constantes par unité de production standard, et qu'un indice unique des prix peut servir à représenter les variations des coûts de matériaux ¹⁹. Voilà pourquoi nous reformulerons l'équation (43) de la façon suivante:

$$\ln P_t^* = b_0 + b_1 \ln(ULC_t^N) + b_2 \ln Pm_t \quad , \quad (44)$$

où il est convenu que la constante b_0 comprend les effets des besoins unitaires en matériaux et que la variable Pm_t représente l'indice des prix d'achat de tous les facteurs de production.

Bien que l'équation mentionnée ci-dessus permette de déterminer les prix des entreprises des secteurs oligopolistiques qui fixent leurs prix de façon constante, en fonction d'une majoration des bénéfices, elle peut aussi représenter

¹⁹ Comme nous l'expliquerons plus loin, le prix de production américain correspondant, dont le but premier est de faire intervenir les effets de la concurrence internationale sur les prix de production, peut également révéler les effets des variations dans les prix des matériaux importés, plus particulièrement dans l'équation pour l'ensemble du secteur manufacturier.

adéquatement le prix d'équilibre à long terme des industries plus concurrentielles. Pour les industries concurrentielles qui, à long terme, produisent à coûts constants, le prix d'équilibre doit équivaloir aux coûts moyens à long terme, compte tenu des profits normaux. C'est ainsi que la même forme d'équation peut servir à déterminer le prix d'équilibre pour les industries manufacturières concurrentielles ²⁰.

Modifions donc maintenant cette équation pour y inclure les effets du plafonnement des prix à l'importation, ou, d'une façon plus générale, ceux des prix de la concurrence internationale.

On peut s'attendre à ce que les prix étrangers agissent de deux façons sur les prix canadiens. En premier lieu, ils produiront, sur les coûts, des effets directs analogues à ceux de la main-d'oeuvre et des matériaux canadiens. Deuxièmement, là où on applique un système de fixation des prix qui restreint l'accès à un marché donné, le facteur de majoration des bénéfices sera influencé lui-même par les conditions d'accès au marché, par les conditions des coûts chez les arrivants par rapport à celles chez ceux qui produisent déjà, et, enfin, par l'élasticité des prix de la demande industrielle. En outre, dans quelle mesure on pourra transmettre aux prix les variations des coûts sera fonction de combien les producteurs éventuels participeront à cette fluctuation des coûts.

Dans une économie ouverte comme celle du Canada, on doit prendre en ligne de compte deux catégories d'arrivants sur le marché:

- a) les nouvelles entreprises qui entrent sur le marché de la production canadienne;
- b) les industries étrangères comparables aux nôtres qui apportent sur le marché canadien des produits concurrentiels.

²⁰ Les industries de structure oligopolistique différeront vraisemblablement des industries concurrentielles en ayant une majoration des bénéfices plus élevée pour une mise de fonds donnée.

Le prix incitateur à l'implantation pour les arrivants de la catégorie a) sera fonction des facteurs classiques que Bain a été le premier à énumérer (1962): la situation défavorable des producteurs nouveaux face aux producteurs déjà établis, en ce qui a trait aux coûts absolus; la différenciation des produits; les besoins absolus en capital pour entrer sur le marché; et, enfin, les économies d'échelle par rapport au marché. A cet égard, rappelons que le prix incitateur à l'implantation sera aussi fonction des éléments fiscaux ainsi que des taux d'intérêt qui agissent sur les frais d'implantation du nouveau venu. Contrairement aux facteurs classiques énumérés par Bain, lesquels, selon toute prévision, ne varieront que graduellement avec le temps, les taux d'impôts et les taux d'intérêt peuvent avoir de l'importance dans le contexte d'une série chronologique. Nous nous attarderons un peu sur les effets de ces variables aux chapitres cinq et sept.

Dans le cas du Canada, la seconde catégorie d'arrivants sur le marché a peut-être plus d'importance. Si les prix sont à la base fortement conditionnés par la possibilité que des produits d'importation entrent sur le marché canadien (ou accroissent de façon appréciable leur part de ce marché), les variables qui reflètent les prix ou les coûts des producteurs étrangers rivaux auront vraisemblablement des conséquences immédiates sur les prix canadiens correspondants. Dans ces conditions, les effets sur les prix des variations des coûts au Canada seront liés à la participation plus ou moins grande des producteurs étrangers aux variations des coûts. Si, par exemple, les taux de salaire sont haussés au Canada, mais que les prix et les salaires demeurent constants aux Etats-Unis, la conséquence de cette hausse sur les prix canadiens sera minime. Par ailleurs, s'il y a augmentation du prix mondial d'une matière première vendue sur les marchés internationaux, on pourra s'attendre à un mouvement très net de hausse des coûts.

Comme nous l'avons déjà indiqué, l'équation (44) ne peut s'appliquer que dans les cas où les variables qui déterminent la majoration des bénéfiques ne varient pas avec le temps. Pour une industrie qui doit affronter la concurrence réelle ou virtuelle de l'extérieur, il va de soi que tel n'est pas le cas. Nous modifierons donc l'équation (44) en y introduisant un terme qui représente le prix au Canada de produits importés. Pour mesurer ce facteur, nous nous servons

du prix de production de l'industrie américaine correspondante, ajusté selon le cours du change canadien. L'introduction de cette variable dans l'équation (44) donne:

$$\ln P^*_t = b_0 + b_1 \ln ULC_t^N + b_2 \ln Pm_t + b_3 \ln (Pus \cdot r)_t \quad . \quad (45)$$

Il nous faut ici faire une mise en garde en ce qui concerne l'interprétation de l'équation (45). Pour l'ensemble du secteur manufacturier, l'indice des prix des matériaux se limite à peu près aux facteurs de production interne. Le prix de toutes les importations de produits fabriqués, y compris ceux des produits concurrentiels importés, est calculé sur une base nette. Par conséquent, l'influence de l'inflation à l'étranger sur les coûts sera exprimée par le terme $\ln(Pus \cdot r)$, qui reflétera aussi en même temps les effets de la concurrence extérieure. D'autre part, au niveau des industries, l'index des prix des entrées industrielles tient compte de certains articles de fabrication importés. C'est pourquoi les effets de l'inflation extérieure sur les coûts se répartiront entre les termes $\ln Pm$ et $\ln(Pus \cdot r)$. Ainsi, au niveau des industries, le prix aux Etats-Unis sera probablement plus marqué par la concurrence extérieure qu'il ne le sera au niveau de l'ensemble du secteur manufacturier.

Aucune de ces méthodes ne permet de mesurer avec exactitude les poussées inflationnistes d'origine étrangère qui s'exercent dans l'industrie manufacturière canadienne. Tout d'abord, on n'y tient pas compte de l'inflation dans les pays autres que les Etats-Unis. De plus, ces méthodes ne reflètent pas les poussées inflationnistes qui s'exercent dans l'industrie manufacturière canadienne en provenance de secteurs autres que de celui de l'industrie manufacturière, des Etats-Unis ou d'ailleurs. Par contre, il ne serait pas à notre avantage non plus d'adopter une mesure comportant une plus forte agrégation des prix étrangers, étant donné que celle-ci incluerait forcément de nombreux articles importés au Canada mais qui ne sont pas destinés à l'industrie manufacturière.

Ajustements des prix à court terme

L'équation (45) représente le rapport d'équilibre à long terme entre, d'une part, les prix et les coûts unitaires, et, d'autre part, les prix internationaux. Afin de traduire mathématiquement les déséquilibres à court terme des prix, postulons un processus d'ajustement à court terme formulé en termes logarithmiques et linéaires:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t = & \gamma_1 [\ln P_t^* - \ln P_{t-1}] + \gamma_2 \Delta \ln \text{ULC}_t^N \\ & + \gamma_3 \Delta \ln Pm_t + \gamma_4 \Delta \ln (\text{Pus} \cdot r)_t . \end{aligned} \quad (46)$$

Le premier terme représente l'écart entre le prix d'équilibre pour la période t , et le prix en vigueur au cours de la période précédente. C'est le genre habituel de modèle d'ajustement partiel, formulé en termes logarithmiques. De plus, dans cette équation, nous avons introduit de façon directe les variations des coûts, pour indiquer que ces variations ont une incidence directe sur les prix, et non pas uniquement sur le niveau du prix d'équilibre. Un des avantages de cette inclusion directe est qu'elle permette au rapport entre les élasticités à court et à long termes des prix, relativement aux diverses composantes des coûts, de prendre des valeurs différentes, éliminant ainsi l'une des inflexibilités propres aux modèles habituels d'ajustement partiel. Par exemple, les équations (45) et (46) nous font voir que les élasticités des prix à court et à long termes, relativement aux coûts unitaires de la main-d'oeuvre, sont représentées par $(\gamma_1 b_1 + \gamma_2)$ et b_1 , respectivement. Par conséquent, $\gamma_2 > 0$ implique que le rapport entre les élasticités à court et à long termes, relativement aux coûts unitaires de la main-d'oeuvre, dépasse le rapport correspondant donné par le modèle simple d'ajustement partiel; si $\gamma_2 < 0$, c'est le contraire qui est vrai. A remarquer que, pour nous assurer que l'élasticité à court terme des prix ait une valeur positive, nous devons voir à ce que $\gamma_2 > -\gamma_1 a_1$ pour le coefficient de $\Delta \ln \text{ULC}_t^N$ dans l'équation de régression.

Cependant, il est possible que γ_2 ait une valeur négative, ce qui suppose que l'entreprise éprouve certaines difficultés d'ajustement à court terme.

Prenons maintenant en considération les effets des conditions de la demande sur la décision en matière de prix. Examinons plus particulièrement le cas d'un marché en état initial d'équilibre, au moment où la demande s'accroît. Les fabricants peuvent réagir à une telle situation soit:

- 1) en abaissant les stocks au-dessous des niveaux d'équilibre souhaités;
- 2) en accumulant les commandes sur carnet au-delà des limites souhaitées pour un juste équilibre;
- 3) en augmentant la production pour satisfaire à la demande;
- 4) en haussant les prix.

La première réaction des fabricants à cette situation sera probablement de puiser dans les stocks ou de laisser s'accumuler les commandes sur carnet, car l'intensification de la demande peut fort bien n'être que transitoire. Si l'accroissement de la demande se prolonge, cependant, ces deux mesures entraîneront un déséquilibre croissant, par suite d'une accumulation induite des commandes sur carnet, ou d'une baisse induite des rapports stocks/ventes.

A court terme, il est donc logique de postuler que les prix des industries concurrentielles pourront être influencés par les conditions de la demande, telles que mesurées par les déséquilibres des stocks ou des commandes sur carnet. Bien entendu, la hausse des prix dans de telles industries sera fonction de la forme que prendra la courbe des coûts marginaux à court terme de l'entreprise témoin. Si ses coûts marginaux à court terme demeurent à peu près constants, une industrie concurrentielle réagira à une demande accrue en augmentant d'abord sa production de préférence à ses prix. Par contre, si les coûts marginaux à court terme croissent de façon accentuée lorsque la production augmente, la réaction première sera d'augmenter les prix plutôt que

la production. C'est ainsi que l'inclusion de variables de demande excédentaire semblables à celles que nous décrirons plus loin dans les modèles de détermination des prix des industries concurrentielles, se justifie facilement.

Cherchons maintenant à voir si les conditions de la demande jouent également un rôle dans l'ajustement à court terme des prix dans les industries de nature oligopolistique. Lorsque la demande augmente, il est fort probable qu'un groupe à tendance oligopolistique adopte une ou plusieurs des trois premières réactions énumérées ci-dessus; il peut en effet s'avérer difficile de hausser les prix à cause de l'incertitude quant à l'adoption éventuelle par chaque fabricant d'une hausse des prix mise en vigueur par un seul des fabricants, et puisqu'une hausse des prix peut inciter d'autres fabricants à mettre leurs produits en marché, ou encore, peut stimuler les importations.

D'autre part, des accroissements dans la production et dans les ventes sur soldes d'inventaires entraîneront peut-être des coûts à court terme, dont l'importance augmentera à mesure que la demande excédentaire croîtra. Il se peut qu'à un moment donné, certains avantages à court terme, nés de l'utilisation d'une hausse des prix pour restreindre la demande, pèsent plus fort dans la balance que les deux inconvénients mentionnés précédemment.

Quoique l'augmentation du nombre de commandes sur carnet n'occasionne pas de telles augmentations des coûts à court terme, une longue liste de clients insatisfaits sera peut-être un stimulant plus efficace pour attirer de nouvelles entreprises que ne le serait un prix majoré ²¹.

Enfin, dans de nombreux secteurs oligopolistiques, le prix définitif peut être remanié en apportant des changements aux frais de transport et de service, aux arrangements financiers, etc. Il peut être plus facile d'ajuster les prix

²¹ Voir Wilson (1959): il a fait une des premières analyses empiriques sur la question de la sensibilité face à la demande des prix de la machinerie, fabriquée le plus souvent sur commande.

de ces "suppléments" aux conditions de la demande, que d'ajuster les cours officiels ²².

Nous sommes donc d'avis qu'il y a lieu d'introduire des indices des conditions de la demande dans les équations des prix des industries à structure oligopolistique, tout comme dans celles des industries concurrentielles. En particulier, nous postulons que l'ajustement partiel des prix aux conditions de la demande dans un marché peut être représenté par la relation simple suivante:

$$\Delta \ln P_t = \beta \ln X_t \quad (47)$$

dans laquelle X mesure la demande excédentaire, et $\beta \geq 0$.

Il est donc important d'obtenir une mesure de substitution de la demande excédentaire qui soit juste, et la mesure qui conviendra devra être fonction des caractéristiques de l'industrie sur laquelle porte l'enquête. S'il s'agit d'une industrie où les compagnies produisent pour fins de stockage, il conviendra alors d'adopter une mesure du déséquilibre des stocks. S'il s'agit par contre d'une industrie où les compagnies produisent sur commande, il y aura lieu d'adopter une mesure du déséquilibre des commandes sur carnet. A cause de l'agrégation, notamment au niveau de l'ensemble du secteur manufacturier, il se peut qu'il soit nécessaire d'utiliser les deux mesures, même pour un certain nombre d'industries de la catégorie à deux chiffres.

La forme exacte des variables de demande excédentaire que nous avons employées sera exposée aux chapitres cinq et sept. En résumé, nous avons élaboré des variables de substitution pour les déséquilibres des stocks et des commandes sur carnet, en utilisant les rapports entre les valeurs réelles et les moyennes mobiles de ces variables. Dans plusieurs études antérieures, on a employé l'utilisation de la capacité de production comme mesure de substitution des

²² Nous ne pouvons savoir jusqu'à quel point on tient compte de ces calculs d'ajustement dans les statistiques concernant les prix de vente, rassemblées par Statistique Canada, ainsi que dans les statistiques recueillies aux Etats-Unis et portant sur les prix des marchandises.

pressions de la demande. Effectivement, la façon dont une entreprise réagit aux pressions de la demande est fonction, en partie, du surplus de sa capacité de production. Si la demande augmente pendant une période de faible utilisation de la capacité de production, il est probable que l'entreprise réagisse par un accroissement de sa production, afin de satisfaire à l'accroissement de la demande. En pareil cas, la pression de la demande n'occasionnera probablement aucun déséquilibre des stocks ou des commandes sur carnet. Par contre, pendant les périodes d'utilisation de la pleine capacité de production, le recours à un accroissement de la production est virtuellement impossible, si bien que tout effort visant à satisfaire la demande nécessitera un épuisement des stocks ou l'accumulation des commandes sur carnet. Ainsi, une des méthodes destinées à tenir compte des effets de l'utilisation de la capacité de production, consiste à élaborer une variable qui évalue l'interaction des mesures de déséquilibre et de l'utilisation de la capacité de production. Nous avons utilisé cette technique pour l'ensemble du secteur manufacturier canadien, mais, les résultats étant inférieurs à ceux qu'avaient donnés des mesures plus simples du déséquilibre, nous avons dû abandonné cette approche.

Une combinaison des équations (46) et (47) nous donne l'équation des prix suivante:

$$\begin{aligned}
 \ln P_t = & d_0 + d_1 \ln(\text{ULC}^N)_t + d_2 \ln P_m_t + d_3 \ln(\text{Pus} \cdot r)_t \\
 & + d_4 \ln X_t + d_5 \Delta \ln(\text{ULC}^N)_t + d_6 \Delta \ln P_m_t \\
 & + d_7 \Delta \ln(\text{Pus} \cdot r)_t + d_8 \ln P_{t-1} \quad , \quad (48)
 \end{aligned}$$

expression dans laquelle la variable de la demande excédentaire X_t représente une ou plusieurs des options étudiées aux chapitres cinq et sept. Cependant, soulignons que puisque nous avons employé des mesures du déséquilibre des stocks et des commandes sur carnet, les conditions de la demande n'ont que des répercussions transitoires. Dans un équilibre de longue durée, lorsque les stocks et les commandes sur carnet ne débordent pas les limites voulues, la demande excédentaire ne peut plus avoir de répercussions, et n'influence

donc aucunement les mouvements des prix, qu'il s'agisse d'industries concurrentielles ou oligopolistiques.

La suppression ou la compression de certains coefficients nous permet d'obtenir des formes particulières de ce modèle général. On peut obtenir, par exemple, un modèle simple de majoration des bénéfiques en supprimant les effets de la demande et ceux des prix internationaux, et en supposant l'absence de décalages dans le processus d'ajustement. On obtiendrait, par ailleurs, un modèle pur de plafonnement des prix à l'importation en supprimant toutes les variables sauf celle des prix internationaux correspondants. On peut enfin obtenir un modèle simple de la demande excédentaire en supprimant les effets des coûts et les effets des prix internationaux.

Puisque les industries du groupe à deux chiffres de même que les secteurs plus importants sur lesquels nous nous penchons dans le cours de cette étude comporteront sans doute une gamme étendue de structures de marchés et de comportements des prix, nous ne ferons pas de calcul séparé pour chacun des modèles de cas qui s'avèreraient intéressants. Nous ferons plutôt l'évaluation du modèle général, puis nous supprimerons les coefficients qui n'ont pas de valeur significative ou qui font montre d'une signe inapproprié, afin d'obtenir les équations préférées dont il est fait mention aux chapitres cinq et sept.

MODELE INTEGRE DE L'EVOLUTION DES SALAIRES, DE LA PRODUCTIVITE ET DES PRIX, DANS LE SECTEUR MANUFACTURIER

Terminons cette étude théorique par un bref exposé du modèle intégré fondamental de l'évolution des salaires, des prix et de la productivité ²³. Les rapports réciproques étant mis en évidence plus facilement par des observations relatives à l'ensemble du secteur manufacturier, nous nous limiterons à ce cas. Il va sans dire que des interactions analogues existent au niveau de chaque industrie, et on peut dépister ces interdépendances de la même façon.

²³ Pour un type semblable de modèle d'agrégation intégré voir Eckstein (1964).

En se basant sur les modèles élaborés dans les sections deux, trois et quatre, les équations suivantes décrivent les facteurs respectifs des salaires, de la productivité et des prix; dans le cas du Canada, ces équations prennent la forme générale suivante:

$$\dot{W}_t = b_0 + b_1(U_t^{-1})^* + b_2U_t^{-1} + b_3\pi_t^* + b_4(\dot{CPI}_t)^* + b_5\dot{CPI}_t + b_6(\dot{Wus}_t)^* \quad (22)$$

$$\ln \left[\frac{M_t}{C_t} \right] = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta \ln \left[\frac{Q_t^P}{C_t} \right] + \gamma \ln \left[\frac{Q_t}{Q_t^P} \right] \quad (30)$$

$$\begin{aligned} \ln P_t = & d_0 + d_1 \ln(ULC^N)_t + d_2 \ln Pm_t + d_3 \ln(Pus \cdot r)_t \\ & + d_4 \ln X_t + d_5 \Delta \ln(ULC^N)_t + d_6 \Delta \ln Pm_t \\ & + d_7 \Delta \ln(Pus \cdot r)_t + d_8 \ln P_{t-1} \quad . \quad (48) \end{aligned}$$

Pour une plus grande clarté, nous représentons ici le pourcentage de variation de l'Indice des prix à la consommation (IPC) par CPI *, afin d'éviter toute confusion possible avec le prix de production dans l'ensemble du secteur manufacturier, prix représenté par P_t dans l'équation (48). Le

lien entre l'équation des prix et les équations de la productivité et des salaires s'établit par l'entremise des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre lesquels, ainsi qu'il en a été question précédemment, sont définis par

$$ULC_t^N = Ae^{-gt}W_t \quad , \quad (38)$$

* (NDT) Consumer Price Index, traduction anglaise du sigle IPC.

expression dans laquelle A et g sont évalués à partir de l'équation (30).

Il convient d'insister sur le fait que les équations (22), (30), (38), et (48), ne constituent qu'un modèle partiellement intégré du secteur manufacturier. On y considère comme exogènes la variable de la production, composante de l'équation de productivité, celle de la demande en produits (mesurée par les stocks ou les commandes sur carnet), composante de l'équation des prix, ainsi que celles des taux d'emploi et de profit, facteurs déterminants des fluctuations de salaires. En fait, ces variables sont elles-mêmes déterminées de façon endogène; un modèle pleinement intégré du secteur manufacturier dans son ensemble devrait, il va sans dire, analyser la façon dont ces variables sont déterminées. De toute évidence il serait extrêmement utile d'étendre ainsi notre modèle, mais cela nous déborderait malheureusement le cadre de notre étude.

Néanmoins, il serait peut-être utile, à titre explicatif, de décrire l'enchaînement des réactions provoquées par un changement dans l'orientation de l'une des variables exogènes. Examinons, par exemple, les effets d'un accroissement de la demande en produits. L'équation des prix nous montre que cet accroissement produit tout d'abord un déséquilibre des stocks ou des commandes sur carnet, ou encore les deux à la fois, car les fabricants s'efforcent de faire face à la demande en épuisant les stocks ou en accumulant les commandes sur carnet. Dès lors, l'effet à court terme de cet accroissement serait d'amener les producteurs à hausser leurs prix. Cette hausse des prix dans le secteur manufacturier contribuera à une hausse de l'Indice des prix à la consommation et entrera ainsi dans la formulation de l'équation des salaires. Cependant, la variation de l'Indice des prix à la consommation, survenue pendant cette période, n'influencera, dans les conditions que notre modèle postule, que les salaires des travailleurs qui auront signé leur convention collective au cours de la période concernée, ces salaires étant donc déterminés par la conjoncture économique en cours à ce moment-là. C'est ainsi que l'effet de la hausse de l'Indice des prix à la consommation sur les fluctuations salariales observées pendant cette période sera fonction de l'importance relative de cette partie seulement de la main-d'oeuvre totale. En outre, l'effet total quant aux fluctuations des salaires de ces travailleurs se produira

avec décalage, étant donné qu'une partie des hausses salariales stipulées à leur égard n'entreront en vigueur que dans l'avenir. A vrai dire, l'ajustement des salaires de ces travailleurs ne s'achèvera qu'à l'expiration de leur convention. Cette hausse des salaires négociés provoquera l'augmentation des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre (en admettant que la productivité demeure constante), et c'est de cette façon qu'elle sera incluse dans la formulation de l'équation des prix. Ceci entraînera une nouvelle hausse des prix, qui se répercutera une fois de plus dans l'équation des salaires. Ce même phénomène se reproduira pour les travailleurs qui doivent négocier une nouvelle convention, tant que persistera le déséquilibre et que les fabricants se verront contraints de hausser les prix. Après un certain temps, cependant, on aura corrigé le déséquilibre et, même si les poussées sur les prix auront alors cessé de s'exercer, il n'en reste pas moins que des salaires plus élevés et, partant, des prix plus élevés, auront résulté de ce déséquilibre temporaire 24.

CONSIDERATIONS STATISTIQUES

Avant de passer aux résultats de nos recherches empiriques, arrêtons-nous quelque peu aux méthodes d'évaluation ainsi qu'aux critères qui ont orienté l'élaboration de nos équations finales. A toutes les étapes, nous avons eu recours aux techniques d'estimation à équation unique, habituellement à celle des moindres carrés ordinaires; on y a ajouté cependant, lorsque nécessaires, des transformations de Hildreth-Lu ou de Cochrane-Orcutt, afin de corriger l'effet d'une autocorrélation possible des éléments de la mesure des erreurs 25. Pour des raisons que nous développerons au chapitre six, nous avons employé la technique d'estimation généralisée des moindres carrés pour les équations définitives des salaires aux Etats-Unis. Puisque, tel que débattu plus haut, l'équation relative aux salaires, aux prix et à

24 On trouvera au chapitre huit une explication assez détaillée de réactions analogues provoquées au Canada par suite des variations des prix et des salaires aux Etats-Unis.

25 Voir par exemple Hildreth-Lu (1960) et Malinvaud (1970), pour une explication de ces méthodes.

la productivité, dans l'industrie manufacturière, constitue un ensemble intégré, notre emploi de techniques d'estimation comportant une équation unique pourrait sembler susceptible d'introduire dans les résultats des distortions qui caractérisent les systèmes d'équations.

Rigoureusement, cette conclusion est juste. Cependant, vu que la cote de pondération des prix des produits manufacturés dans l'Indice global des prix à la consommation n'est que de 25 pour cent environ, et que l'on a introduit l'Indice des prix à la consommation dans l'équation des salaires avec un décalage échelonné sur une durée plutôt longue, il s'ensuit que l'Indice courant des prix à la consommation n'aura que peu d'effet sur les salaires courants. Le degré de simultanéité entre les prix et les salaires dans ce système est donc très faible, et une première approximation semble souligner la présence d'un phénomène de récurrence. La productivité (qui est déterminée de façon exogène) et les salaires (déterminés en partie de façon exogène, en partie par l'Indice des prix à la consommation) s'intègrent dans l'équation des prix sous la forme de coût unitaire normal de la main-d'oeuvre. Le coût unitaire normal, avec d'autres variables exogènes, détermine par la suite le prix de la production dans le secteur manufacturier, avec décalage échelonné. Ce prix joue sur l'Indice des prix à la consommation, et, par conséquent, sur les salaires. Cependant, à cause de ces décalages échelonnés, la rétroaction immédiate (c'est de là que peuvent provenir les distortions qui caractérisent les systèmes d'équations) est sans importance. Dans ces conditions, nous pouvons utiliser des techniques d'estimation à équation unique.

Les distortions qui caractérisent les systèmes d'équations proviennent aussi de l'utilisation des profits comme variable exogène. Même si, de toute évidence, la fluctuation des profits est influencée par les variations des prix et des salaires, la marge de distortion devrait être minime, puisque, (a) le niveau du taux de profit, plutôt que la fluctuation des profits, est la variable indépendante dans l'équation des salaires, et que, (b) les profits, tout comme les prix à la consommation, agissent toujours sur les salaires avec un décalage échelonné sur une longue durée.

Il existe naturellement d'autres sources de distortions propres aux systèmes d'équations puisque d'autres variables,

considérées comme exogènes dans notre système (les variations du taux d'emploi, du prix d'achat des facteurs de production, des commandes et des stocks) seraient endogènes dans un modèle plus large. Ceci est le fait de toute analyse partielle. Néanmoins, comme les équations sont calculées en fonction de sous-secteurs de l'économie (le plus grand, l'ensemble du secteur manufacturier, rend compte d'à peu près 25 pour cent du produit national brut), de telles distortions seront vraisemblablement beaucoup moins importantes que celles encourues dans des analyses partielles des salaires et des prix, à des niveaux plus élevés d'agrégation. De plus, l'existence de décalages échelonnés tant dans les équations des salaires que dans celles des prix aura sans doute pour effet d'atténuer sensiblement toute distortion de ce genre.

Dans les chapitres qui suivent, nous présenterons fréquemment des ensembles d'"équations préférées", qui seront dérivées de modèles plus larges soit en omettant certains coefficients, soit en soumettant ces coefficients à des contraintes. En général, nous avons retenu les variables dont la statistique t était supérieure à 1, pourvu que la direction dans laquelle se produisait leur effet soit conforme à notre hypothèse. Il est bien connu en effet que l'introduction d'une variable dont la valeur t est supérieure à un fait décroître l'erreur d'estimation de type non-systématique. Nous nous référons fréquemment à ces variables comme étant "marginalelement significatives ou marginalelement importantes". Si la valeur t d'une variable est plus grande que 2, nous l'employons alors comme variable significative, selon la méthode classique. A l'occasion, cependant, nous avons introduit des variables ayant des valeurs t inférieures à 1, si la direction de l'effet produit était celle qui nous convenait, et si l'introduction de cette variable était souhaitable du point de vue théorique.

Certes, nous savons fort bien que l'application rigoureuse de tests de signification conventionnels n'est pas indiquée (comme d'ordinaire dans un travail économétrique portant sur des séries chronologiques). D'autre part cependant, l'évaluation de nos modèles a été faite par rapport à plusieurs industries, ou à plusieurs secteurs industriels dans chaque pays, ce qui donne plus de poids aux conclusions que nous avons dégagées de ce travail.

Chapitre trois

L'EVOLUTION DES SALAIRES DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE CANADIENNE

INTRODUCTION

Passons maintenant aux résultats empiriques obtenus pour la première composante de notre modèle intégré, à savoir, la détermination des salaires nominaux. Tels que décrits au chapitre précédent, voici les deux modèles généraux élaborés pour l'ensemble du secteur manufacturier:

$$\dot{W}_t = b_0 + b_1(U_t^{-1})^* + b_2U_t^{-1} + b_3\pi_t^* + b_4\dot{P}_t^* + b_5\dot{P}_t + b_6(\dot{W}_{us_t})^*,$$

et

(1)

$$\dot{W}_t = b_0 + b_1(\dot{E}_t)^* + b_2\dot{E}_t + b_3\pi_t^* + b_4\dot{P}_t^* + b_5\dot{P}_t + b_6(\dot{W}_{us_t})^*,$$

(2)

où

- \dot{W}_t = variation procentuelle des salaires nominaux au cours de la période t;
- U_t = taux de chômage pendant la période t;
- π_t = taux de profits bruts, tel que mesuré par la somme des profits après déduction d'impôts et du quotient de l'amortissement sur l'équité des actionnaires;
- \dot{P}_t = variation procentuelle de l'Indice des prix à la consommation;
- (\dot{W}_{us}_t) = variation procentuelle des salaires nominaux du secteur manufacturier américain, à l'époque t;
- \dot{E}_t = variation procentuelle de l'emploi de la main-d'oeuvre directe;
- * souligne l'application à la variable correspondante de pondérations selon les conventions collectives; nous ferons par la suite référence à cette variable comme étant "pondérée selon les conventions collectives".

C'est sur ces équations que se base notre analyse empirique de l'ensemble du secteur manufacturier. Comme nous l'avons souligné au chapitre deux, les valeurs actuelles de certaines variables - notamment celles du taux de chômage ou de la variation du taux d'emploi - peuvent illustrer soit le comportement des salaires du secteur non syndiqué, soit l'évolution des salaires du secteur syndiqué de l'industrie manufacturière. Si les salaires des non-syndiqués suivaient de près ceux des syndiqués, nous pourrions alors affirmer que les variables actuelles représentent uniquement le glissement des salaires. En admettant que l'on puisse mesurer avec suffisamment de précision les autres effets de ces glissements de salaires en faisant la différence entre les conditions actuelles du marché du travail et les conditions du marché à l'époque de la signature des conventions collectives, l'équation (1) se lirait comme suit:

$$\dot{W}_t = b_0' + b_1'(U_t^{-1})^* + b_2'(U_t^{-1} - (U_t^{-1})^*) + b_3'\pi_t^* + b_4'\dot{P}^* + b_5'(\dot{W}_{us}_t)^* \quad (1')$$

C'est pour mettre en évidence le rôle du glissement des salaires que nous avons développé l'équation (1'), qui équivaut, en fait, à l'équation (1) ¹.

Les modèles des salaires pour les industries particulières comportent une variable qui traduit les influences inter-industrielles ou "débordements" ²: c'est ce qui les distingue du modèle formulé pour l'ensemble des industries. Nous avons élaboré cette variable sous deux formes différentes, ce qui a donné lieu à deux équations générales des industries (où la demande sur le marché du travail est représentée par U_t^{-1}).

$$\dot{W}_{it} = b_0 + b_1(U_t^{-1})^* + b_2U_t^{-1} + b_3\pi_{it}^* + b_4\dot{P}_t^* + b_5\dot{P}_t + b_6(\dot{W}_{us}_{it})^* + b_7(W_i/W_T)_t^* + b_8(W_i/W_T)_{t-1} \quad (3)$$

$$\dot{W}_{it} = b_0 + b_1(U_t^{-1})^* + b_2U_t^{-1} + b_3\pi_{it}^* + b_4\dot{P}_t^* + b_5\dot{P}_t + b_6(\dot{W}_{us}_{it})^* + b_7\dot{W}_t^* + b_8\dot{W}_t \quad (4)$$

¹ Si les salaires des non-syndiqués ne sont pas parfaitement alignés sur ceux des syndiqués, alors b_2' représentera aussi l'effet du chômage chez les non-syndiqués.

² Voir Eckstein et Wilson (1962), McGuire et Rapping (1968). Pour une application antérieure de la variable aux données canadiennes, voir Reuber (1970).

où l'indice i représente l'industrie en question, et où

W_i/W_T = situation relative de l'industrie en matière de salaires, par rapport à l'ensemble du secteur manufacturier,

\dot{W}_t = (comme ci-dessus) variation procentuelle des salaires nominaux dans l'ensemble du secteur manufacturier.

Dans l'équation (3), les débordements sont exprimés en termes relatifs, et, dans l'équation (4), ils sont exprimés en termes absolus.

Les équations (1), (2), (3) et (4), ainsi que leurs variantes ayant comme variable du marché du travail la fluctuation dans l'emploi, constituent les équations les plus générales établies selon la théorie que nous avons formulée. A l'origine, ces équations étaient estimées sous la forme énoncée ci-dessus. Seulement, comme la variation actuelle des prix à la consommation, \dot{P}_t , était d'ordinaire minime, nous l'avons supprimée des modèles généraux compilés ³.

En nous fondant sur ces considérations, nous avons formulé trois modèles généraux, qui intègrent trois formulations différentes des influences inter-industrielles. Ce sont ⁴:

³ Que les prix actuels aient peu de poids ne signifie pas pour autant que les travailleurs non-syndiqués ne tiennent pas compte, dans leur revendications salariales, de l'augmentation du coût de la vie. Ces travailleurs peuvent très bien se préoccuper de l'inflation qu'ils anticipent; leurs prévisions quant aux prix futurs se traduiront par la moyenne pondérée des variations passées des prix, dont on peut faire une approximation assez juste en employant la variable des prix déjà utilisée, pondérée en fonction des conventions. En outre, si les salaires des travailleurs non-syndiqués suivent de près ceux fixés au titre de conventions collectives, nous ne pouvons nous attendre à ce que les augmentations actuelles des prix soient importantes (voir l'équation (1')).

⁴ Nous avons fait l'essai d'autres combinaisons de variables

1^{er} modèle

$$\dot{W}_{it} = b_0 + b_1 (U_t^{-1})^* + b_2 U_t^{-1} + b_3 \pi_{it}^* + b_4 \dot{P}_t^* + b_5 (\dot{W}_{us_{it}})^* + b_6 (W_i/W_T)_{t-1} \quad (5)$$

2^e modèle

$$\dot{W}_{it} = b_0 + b_1 (U_t^{-1})^* + b_2 U_t^{-1} + b_3 \pi_{it}^* + b_4 \dot{P}_t^* + b_5 (\dot{W}_{us_{it}})^* + b_6 (W_i/W_T)_{t-1} + b_7 \dot{W}_T^* \quad (6)$$

3^e modèle

$$\dot{W}_{it} = b_0 + b_1 (U_t^{-1})^* + b_2 U_t^{-1} + b_3 \pi_{it}^* + b_4 \dot{P}_t^* + b_5 (\dot{W}_{us_{it}})^* + b_6 (W_i/W_T)_{t-1} + b_7 (W_i/W_T)_t^* \quad (7)$$

On trouvera aux tableaux III à XIV les résultats des estimations de ces trois modèles, ainsi que des modèles correspondants où nous avons remplacé U_t^{-1} , variable de la demande sur le marché du travail, par \dot{E}_{it}^* , variation procentuelle de l'emploi de la main-d'oeuvre directe dans l'industrie en question. Aux six premiers tableaux, on trouvera les équations "internationales", où l'on a inclu, à titre de variable explicative, la fluctuation des salaires aux Etats-Unis; aux six derniers tableaux, on trouvera les équations obtenues en omettant cette variable: il s'agit ici, bien sûr, d'un modèle de détermination des salaires purement "national".

4(suite) de débordement, mais nous avons voulu présenter ici que celles qui se sont révélées les plus satisfaisantes.

LES VARIABLES

Nous décrirons rapidement, dans cette section, les variables dont nous nous sommes servis pour l'estimation empirique. On trouvera en annexe l'exposé détaillé de la série de variables utilisée, ainsi que les sources statistiques.

Variation procentuelle des salaires nominaux ⁵

Nous avons mesuré le taux de salaire d'après le salaire horaire moyen (SHM) ** de la main-d'oeuvre directe de l'industrie en question ainsi que de l'ensemble du secteur manufacturier. Ce sont des données brutes, auxquelles nous n'avons apposé aucun rectificatif pour rendre compte des heures de travail supplémentaire. Malheureusement, contrairement aux Etats-Unis, il n'existe pas au Canada de barème de salaires à taux normal. Dans une première étape de notre étude, nous avons essayé de mettre sur pied une échelle de salaires à taux normal pour le Canada ⁶, mais les résultats obtenus avec cette échelle rectifiée étaient inférieurs aux résultats de l'échelle des salaires bruts. Nous avons par conséquent renoncé à dériver des facteurs de rectification pour les heures de travail supplémentaire ⁷.

** (NDT): Le sigle anglais (AHE) - Average hourly earnings sera utilisé dans les équations.

⁵ Voir en annexe, section 2.

⁶ Ces facteurs de rectification sont fondés sur une analyse publiée par le Ministère du Travail, établie à l'aide des statistiques annuelles du secteur manufacturier, et portant sur le rapport entre la moyenne des salaires horaires bruts, la moyenne hebdomadaire des heures de travail et l'indice des taux de salaires. Les facteurs de rectification obtenus ressemblaient de très près à ceux qu'utilise aux Etats-Unis le Bureau of Labor Statistics. Une échelle de salaires à taux normal pour le secteur manufacturier a été dérivée de l'échelle de salaires horaires moyens bruts, en utilisant la moyenne hebdomadaire des heures de travail, ainsi que ces facteurs de rectification.

⁷ Comme il s'est avéré impossible de dériver des facteurs de rectification significatifs pour chacun des grands

C'est de la façon suivante que nous avons dérivé les variations procentuelles des salaires nominaux. Nous avons fait la moyenne d'observations trimestrielles successives des SHM, afin de concentrer les observations à la fin de chaque trimestre, et d'illustrer par là les variations à l'intérieur d'une période donnée. Nous avons alors utilisé comme variable dépendante les variations procentuelles des séries résultant de ce travail, exprimées en taux annuels. Il nous était donc indispensable d'ajuster quelque peu la variable dépendante, et, vu la qualité des données, cette technique était tout à fait indiquée ⁸. Les salaires horaires moyens ont été rapportés au cent près seulement, de sorte que les erreurs d'observation que contiennent les données sont très graves si l'on ne fait pas d'ajustement. Si, par exemple, les données brutes révélaient que, pendant un trimestre, les SHM ont augmenté de trois cents, c'est-à-dire ont passé de \$1.50 à \$1.53 (soit une augmentation annuelle de huit pour cent), cette hausse pourrait bien s'échelonner, à cause d'erreurs d'arrondis, entre deux et quatre cents, (soit une augmentation annuelle de cinq à plus de dix pour cent). Voilà une marge considérable d'erreur d'observation, que notre variable dépendante réduit sensiblement.

Taux de chômage ⁹

Il s'agit des taux globaux de chômage, dont nous avons analysé les sources en annexe (section 2).

Variation procentuelle de l'emploi de la main-d'oeuvre directe ¹⁰

La variation procentuelle dans l'emploi de la main-d'oeuvre directe est l'autre variable de demande en main-d'oeuvre qu'on utilise pour les équations de l'ensemble du secteur

7(suite) secteurs de l'industrie manufacturière, nous avons renoncé à poursuivre cette voie.

⁸ D'après certaines autres équations possibles pour l'ensemble du secteur manufacturier, les résidus de données non-ajustées étaient négatifs en corrélation de série, d'où la nécessité d'un certain ajustement.

manufacturier; pour chacune des industries en particulier, nous avons utilisé la variation dans l'emploi de la main-d'oeuvre directe de l'industrie en question.

Variation procentuelle des prix à la consommation¹¹

C'est de la façon suivante que nous avons établi la variation procentuelle de l'Indice des prix à la consommation, pendant le trimestre débutant à l'époque (t-1, t):

$$\dot{p}_t = \frac{\bar{p}_t - \bar{p}_{t-1}}{\bar{p}_{t-1}}$$

où \bar{p}_t représente la moyenne pour deux mois des observations mensuelles de l'Indice des prix à la consommation, concentrées sur le point t. Nous avons utilisé des moyennes s'étendant sur deux mois afin de concentrer les données vers la fin du mois, ce qui nous permet de connaître la variation procentuelle à l'intérieur de chaque période; nous avons ensuite converti ces variations en taux annuel.

Taux de profit¹²

Le taux de profit a été mesuré par l'autofinancement brut, soit la somme des profits après déduction d'impôts et des réserves pour amortissement, pour un trimestre donné, divisé par l'équité des actionnaires pour le même trimestre. Le résultat est exprimé comme taux trimestriel, sous forme de pourcentage.

⁹ Voir l'annexe, section 2.

¹⁰ Voir l'annexe, section 2.

¹¹ Voir l'annexe, section 3.

¹² Voir l'annexe, section 5. A remarquer que, pour calculer leurs taux de profits, nous avons regroupé sept des industries en trois catégories. Nous avons calculé conjointement les profits des industries des produits métalliques et du matériel de transport, pour établir ensuite l'équation de chacune d'entre elles. De la même façon nous avons regroupé les industries du textile et du vêtement, de même que celles du tabac, du cuir et des industries diverses.

Variation procentuelle des salaires nominaux aux Etats-Unis

Il s'agit ici de la variation procentuelle des salaires horaires moyens à taux normal de la main-d'oeuvre directe de chaque industrie ou secteur aux Etats-Unis; nous l'exprimons en taux annuels. On trouvera au chapitre six l'exposé détaillé de ces données.

Pondération selon les conventions collectives

La pondération doit tenir compte de la fraction des travailleurs liés par des conventions collectives au cours de la période t , et dont le contrat a été signé à l'époque $t-\tau$. On trouvera à la section 9 de l'annexe l'exposé détaillé de cette pondération.

RESULTATS DES RECHERCHES EMPIRIQUES

Nous avons évalué les équations par la méthode des moindres carrés ordinaires. Comme nous n'avons de données suffisantes que pour la période 1956 - 1968, nous avons choisi cette période de sondage pour notre analyse de régression.

Le secteur manufacturier dans son ensemble

On trouvera aux tableaux I et II les résultats de notre enquête sur l'ensemble du secteur manufacturier, résultats d'équations basées respectivement sur le modèle pondéré selon les conventions collectives ainsi que sur un échantillon de modèles standard. Dans ces tableaux comme dans tous les chapitres d'analyse empirique, nous avons utilisé les symboles conventionnels en statistiques descriptives. \bar{R}^2 représente le coefficient de détermination rectifié en fonction des degrés de liberté; DW, le paramètre Durbin-Watson; S.E., l'écart type d'estimation. Les chiffres entre parenthèses sous les coefficients représentent leurs rapports de temps (statistique t). Au tableau I, l'équation (i) représente le modèle fondamental établi à l'aide des données pondérées selon les conventions collectives, et correspond à l'équation (1). A remarquer que P_t et W_{us} ont été supprimés, étant donné qu'ils ne produisaient toujours que des

résultats non-significatifs.

Sur le plan statistique, nous avons là une équation très satisfaisante. \bar{R}^2 est grand, toutes les variables ont un quotient t supérieur à 2, et le paramètre DW indique qu'au pire l'autocorrélation est très modérée. Néanmoins, l'équation nous apporte deux difficultés. Premièrement, le coefficient d'augmentation des prix est supérieur à l'unité. En second lieu, ce qui est plus important, la somme des coefficients U_t^{-1} et $(U_t^{-1})^*$ étant négative, le chômage aurait de toute évidence un effet positif sur les hausses de salaires négociées.

Il est possible, bien sûr, que si les travailleurs sont sujets à des impôts progressifs, les effets des prix soient supérieurs à l'unité. Si a représente le taux moyen d'impôt, et m le taux marginal, le travailleur, pour recevoir pleine compensation d'une augmentation des prix de \dot{P} pour cent, aura besoin d'une augmentation de $\frac{1-a}{1-m} \dot{P}$ pour cent de son salaire nominal ¹³. Là où il y a impôt régressif sur le revenu, $m > a$, ce qui suppose un coefficient supérieur à l'unité, si les travailleurs veulent conserver le même revenu réel, impôts déduits. Ceci ne justifie pas pour autant coefficient voisin de 1.8; pour vérifier avec exactitude ces hypothèses sur les conséquences de l'impôt sur le revenu, il faudrait les inclure dans notre analyse. Dans la quatrième section, nous avons fait état de quelques tentatives en ce sens.

Nous ne pouvons écarter à priori ces hypothèses pour les marchés où les syndicats jouent un rôle important, pas plus que nous n'avons écarté les effets positifs du chômage. Tel qu'exposé au chapitre deux, le chômage global ne serait sans doute pas une mesure appropriée de l'influence de la condition du marché du travail dans le cas de négociations bilatérales; la variation du taux d'emploi en serait une mesure plus exacte. Etant donné que, dans l'industrie manufacturière canadienne, la main-d'oeuvre directe est syndiquée dans une proportion de 70 pour cent, le modèle de négociations

¹³ Nous étudierons cette question avec plus d'attention dans la quatrième section.

bilatérales sera de toute évidence le plus représentatif de ce marché du travail.

Il nous faut donc tenir compte de l'équation analogue, dans laquelle nous utilisons, au lieu du taux de chômage global, la variation procentuelle du taux d'emploi de la main-d'oeuvre directe ¹⁴.

Sur le plan statistique, l'équation (ii) est quelque peu inférieure à l'équation (i). \bar{R}^2 tombe à 0.65, et les quotients t de π_t^* et de Wus_t^* sont inférieurs à 2. Pour ce qui est du reste, l'équation est des plus satisfaisantes. E_t^* et E_t sont du signe prévu, et le coefficient P_t^* équivaut effectivement à l'unité.

Les équations (iii) et (iv) du tableau I constituent les versions "nationales" des équations (i) et (ii); en effet, elles ne tiennent pas compte des variations procentuelles des taux de salaires aux Etats-Unis. Cependant, $(Wus)_t^*$ a une forte valeur, (élasticité de 0.52 et 0.43 respectivement, dans chacune des deux équations) et une valeur statistique significative dans les deux équations; il y a donc lieu de penser que les fluctuations salariales aux Etats-Unis marquent profondément celles que connaît l'industrie manufacturière canadienne. L'inclusion des fluctuations salariales en cours aux Etats-Unis réduit ainsi le quotient t , et diminue aussi l'impact des taux de profit. C'est donc dire que, dans une économie ouverte, la solvabilité dépendra du comportement des salaires de l'entreprise concurrentielle étrangère autant que des profits réels de l'entreprise nationale.

Comme autre approche possible à la solution de ce rapport positif entre le chômage et les relèvements de salaires négociés, nous avons réestimé les équations (i) et (ii) en imposant une contrainte à la somme des coefficients U_t^{-1} et

¹⁴ Nous avons également fait quelques expériences en utilisant le taux de chômage de la main-d'oeuvre directe dans le secteur manufacturier, mais les résultats étaient les mêmes que lorsque nous avons utilisé le taux de chômage global.

$(U_t^{-1})^*$, de façon à ce qu'elle soit égale à zéro. Ce procédé présuppose que les taux de salaires négociés ne sont pas touchés par les conditions du marché du travail; la seule répercussion possible des conditions du marché du travail se ferait sentir de par les glissements de salaires ¹⁵. Les équations (v) et (vi) nous ont prouvé que l'utilisation d'une contrainte n'a diminué que de peu la clarté de l'analyse. Le coefficient des prix a perdu un peu sa grandeur, mais, en même temps, les profits sont devenus non-significatifs dans la version "internationale" du modèle.

Quoique les modèles basés sur les deux variables possibles du marché du travail aient eu des résultats passablement divergents, quelques tendances importantes en sont ressorties. Les variations du coût de la vie, les profits, (sauf dans l'équation (v)), les conditions actuelles du marché du travail, ainsi que les fluctuations salariales en cours aux Etats-Unis agissent fortement, et de façon positive, sur les salaires.

Afin de comparer ces résultats avec ceux des méthodes traditionnelles, nous avons estimé le modèle "standard" suivant:

$$\dot{W}_t = a_0 + a_1 U_t^{-1} + a_2 \pi_t + a_3 \dot{P}_t + a_4 \dot{W}_{us_t} \quad (8)$$

dont les résultats constituent l'équation (i) (modèle international) et l'équation (ii) (modèle national) au tableau II. Cette équation établit le rapport entre les variations actuelles des salaires et les valeurs actuelles des variables explicatives. Les variations échelonnées des prix ont également été comprises, mais se sont révélées comme étant de peu d'importance. Plusieurs modèles (par ex. Perry (1965), Bodkin et coll. (1966)) ont relié les variations salariales trimestrielles chevauchant sur quatre trimestres, à une moyenne mobile portant sur quatre trimestres du côté droit de \bar{R}^2 (8). Une telle équation équivaut à l'agrégation de (8) sur une période de quatre trimestres; c'est ainsi que l'équation (8) servira très bien de modèle standard, auquel

¹⁵ Seulement si les salaires des travailleurs non-syndiqués sont directement liés aux salaires des travailleurs syndiqués.

nous comparerons l'équation que nous avons estimée ¹⁶. A vrai dire, il ne conviendrait guère de comparer nos modèles à d'autres modèles arbitraires à décalages échelonnés, car nous ne serions jamais certains que les décalages échelonnés de ces modèles ne sont pas dûs, en fait, à des conventions collectives portant sur plusieurs périodes.

L'équation (i) du tableau II est passablement inférieure à son pendant, pondéré selon les conventions collectives, qui figure au tableau I (équation (i)). \bar{R}^2 vaut maintenant 0.62, et deux variables seulement, les fluctuations des prix, et les fluctuations salariales aux Etats-Unis, ont une statistique t supérieure à 2. Même le taux de chômage n'est au mieux que marginalement significatif. En outre, l'importance des profits disparaît tout à fait, ce qui nous porte à croire que l'équation standard (8) ne tient vraiment pas compte du processus de négociation salariale. Enfin, la portée des divers effets est tout à fait différente dans l'équation (i); ainsi, les coefficients de fluctuations des prix et de fluctuations salariales aux Etats-Unis tombent à 0.31 environ. Les mêmes remarques s'appliquent au modèle national (équation (ii)), mais les résultats sont encore pires, puisque la fluctuation des salaires aux Etats-Unis constitue la variable la plus importante de cette équation.

Implications des résultats

A priori, nous aurions une préférence certaine pour l'équation dont la variable du marché du travail est la fluctuation du taux d'emploi, mais les données que nous avons en mains ne nous permettent pas d'éliminer sans plus les autres modèles. Bien que les coefficients de certaines variables changent beaucoup, l'erreur type d'estimation est sensiblement la même pour tous les modèles. Des calculs supplémentaires où nous avons laissé tomber les variables de la demande pour le secteur syndiqué ont donné des résultats qui varient de la même façon; exception faite du coefficient de fluctuation des prix pondéré selon les conventions

¹⁶ Pour comparer ce modèle standard à notre modèle pondéré selon les conventions collectives, il ne conviendrait pas d'effectuer le regroupement dans le temps selon la façon décrite ci-dessus, puisque nous n'avons pas adopté cette approche pour notre modèle pondéré.

collectives, les coefficients des autres variables variaient beaucoup, ainsi que leur portée statistique, tandis que l'erreur type d'estimation ne variait presque pas.

Ces résultats illustrent, bien sûr, la forte colinéarité des autres variables indépendantes. Il est clair que la variation des données à ce niveau de regroupement, et pour cette période, ne nous permet pas de juger de la valeur respective des hypothèses.

Bien qu'à certains égards les résultats soient ambigus, nous croyons pouvoir suggérer un certain nombre de conclusions:

1. Il semble qu'on gagne bel et bien à utiliser le modèle des décalages échelonnés, pondérés selon les conventions.
2. Contrairement aux Etats-Unis ¹⁷, l'augmentation du coût de la vie a un coefficient voisin de l'unité dans l'équation préférée, et supérieur à l'unité (quoique de peu) dans les autres équations. Ceci corrobore les résultats obtenus antérieurement par Turnovsky (1972) à l'aide d'un modèle différent.
3. La conclusion (2) sera apte à satisfaire les adeptes de la théorie néoclassique; soulignons cependant que les fluctuations actuelles des prix sont infimes et que les équations qui ne tiennent pas compte du processus de négociation salariale ont des coefficients de fluctuation des prix de beaucoup inférieurs à l'unité, pour la période 1956-1968. Ces résultats concordent avec l'hypothèse voulant que les salaires des travailleurs non-syndiqués s'expliquent, quel que soit le glissement des salaires, par un modèle simple de la demande excédentaire, et que c'est pour les salaires des travailleurs syndiqués, négociés pour des périodes déterminées se prolongeant dans l'avenir, que les fluctuations des prix à la consommation deviennent importantes ¹⁸.

¹⁷ Voir à titre d'exemple les résultats présentés au chapitre six; voir aussi Perry (1965, 1970), Gordon (1970, 1971), Turnovsky et Wachter (1972).

4. En aucun cas, le chômage n'a d'effet négatif significatif sur le processus de marchandage. Dans la mesure où la demande agit sur les négociations salariales, c'est plutôt la variation dans l'emploi que le niveau d'emploi (ou de chômage) qui importe. Par conséquent, aucune de ces équation n'est compatible soit avec la méthode de Phillips, soit avec la méthode accélérée du taux de chômage "normal", qui justifient ces relèvement négociés de salaires. D'autre part, la situation actuelle du marché du travail semble influencer beaucoup sur les salaires horaires moyens actuels, ce qui souligne le rôle important que doivent jouer les glissements de salaires.
5. La situation du marché des denrées, telle que reflétée par les taux d'accroissement des prix et des profits, a autant, sinon plus d'importance que la situation proprement dite de la demande sur le marché du travail.
6. Les variations salariales aux Etats-Unis sont importantes dans les deux modèles, et leur coefficient est d'environ 0.5. Remarquons que cette variable donne non seulement une idée des conséquences de chevauchements ou de "débordements" possibles entre syndicats, mais qu'elle permet en outre de mesurer l'amélioration de la situation concurrentielle de l'industrie canadienne par rapport à l'industrie américaine, amélioration qui encourage les entreprises à mettre en application les augmentations salariales convenues.

Résultats du modèle standard pour une période
élargie de 1949 à 1969

Comme toutes les données, sauf celles des conventions collectives, couvrent la période 1949-1969, nous présentons en équation (iii), au tableau II, le "meilleur" modèle standard ajusté à l'ensemble de cette période. Cette équation

18 Ces résultats sont compatibles aussi avec le cas où les salaires des travailleurs non-syndiqués sont fondamentalement fixés par les salaires des travailleurs syndiqués, et où les salaires de ces deux catégories de travailleurs sont marqués par le glissement des salaires.

constitue une grande amélioration par rapport aux modèles des équations (i) et (ii), et ce, grâce à l'utilisation de données plus abondantes portant sur une période plus longue. Toutes les variables, sauf celles des taux de profit (que nous avons supprimée de l'équation), acquièrent une signification statistique sur une période de temps plus longue, alors qu'en courte période seules les fluctuations actuelles des prix et les fluctuations salariales aux Etats-Unis sont significatives. Il n'est guère étonnant que la variable du taux de profit pour les deux périodes ne soit pas significative, puisque qu'on ne peut s'attendre à ce que cette variable influence les relèvements non-négociés des salaires, et qu'elle sera par conséquent plus touchée par les formulations ambiguës du processus de négociations propres à ce genre de modèle. Nos résultats nous portent à croire cependant qu'il vaudrait mieux élargir l'analyse des conventions collectives de façon à y inclure les années précédentes et suivantes.

Equations salariales dans les industries

Tel qu'exposé précédemment dans la première section, nous nous sommes servis de trois modèles généraux décrivant diverses formes d'influences inter-industrielles. Nous avons utilisé ces modèles de pair avec les deux variables possibles de la demande en main-d'oeuvre, et nous avons élaboré, pour chacun de ces cas, une version nationale et une version internationale ¹⁹.

Exposé sommaire des coefficients obtenus pour les équations générales

Nous avons fait l'estimation de plusieurs modèles, mais, afin de rendre plus accessible la présentation des résultats, nous avons sélectionné des équations générales "préférées" pour chacune des mesures de la demande sur le marché du travail. Ces équations, exposées au tableau XVI, seront analysées ci-après. Nous avons choisi les modèles inter-

¹⁹ Comme nous n'avons pas de données qui correspondent, aux Etats-Unis, à la catégorie "industries diverses", nous n'avons donné pour cette industrie que le modèle national.

nationaux pour environ la moitié des industries. La définition des influences inter-industrielles (Modèles 1, 2, ou 3 selon le cas) a été incluse également dans ce tableau.

Avant de passer aux équations préférées, exposons brièvement la signification des résultats obtenus à partir des modèles généraux présentés aux tableaux III à XIV.

- a) Rapports inter-industriels. Ces rapports sont de toute évidence importants, comme le révèle la belle performance de $(W_i/W_T)_{t-1}$. D'après les données, cette variable ne serait faible que dans deux industries. Par contre, aucun schéma clair ne se dégage du comportement des deux autres variables inter-industrielles. Parmi les modèles ayant le chômage comme variable de demande sur le marché du travail, nous avons choisi le Modèle 1 pour quatre industries, le Modèle 2 pour cinq industries, et le Modèle 3 pour les six dernières. Lorsque nous avons utilisé le salaire relatif pondéré selon les conventions, il a toujours eu, contrairement au salaire relatif actuel, une valeur positive, ce qui semble indiquer que les "débordements" inter-industriels influent sur les glissements de salaires.
- b) Prix à la consommation. Contrairement aux fluctuations actuelles des prix à la consommation (P_t) mentionnées ci-haut, qui sont généralement non-significatives, la variable de fluctuation des prix à la consommation, pondérée selon les conventions collectives, (P_t^*), est significative et quantitativement importante. Dans six industries sur 15, elle est positive, avec un quotient t supérieur à deux; dans six autres industries, elle est positive, avec un quotient t supérieur à un, mais inférieur à deux. Pour plusieurs industries, les coefficients sont voisins de l'unité; mais, dans trois de ces industries, ils dépassent l'unité de façon substantielle.
- c) Taux de profit. Les profits sont importants dans la moitié environ des industries et, dans les deux principales industries, soit celle des aliments et boissons, et celle des métaux, les profits sont hautement significatifs. Cette variable est également importante dans les industries du bois et du cuir; dans les

industries du textile, du caoutchouc et du vêtement, elle a une valeur pour le moins marginalement significative.

- d) Taux d'accroissement des salaires aux Etats-Unis. Cette variable, qui permet de mesurer l'ampleur des répercussions des "débordements" internationaux, est d'importance dans un peu moins que la moitié des industries. C'est dans l'industrie des métaux ainsi que celle des aliments et boissons qu'elle prend le plus d'importance; dans l'industrie du textile, elle a une valeur significative au point de vue statistique; enfin, dans les industries du papier, de l'imprimerie ainsi que des transports, elle est de signification marginale.
- e) Variables de la demande sur le marché du travail. Tel que souligné plus haut, nous avons eu recours à deux mesures des conditions de la demande sur le marché du travail. La première - l'inverse du taux de chômage - a produit des coefficients qui, quoique souvent significatifs, comportaient des signes opposés pour la variable de la demande actuelle, et pour la variable pondérée selon les conventions (cette dernière étant d'ordinaire négative). Et, nous l'avons déjà démontré, lorsque la somme de ces deux effets est positive, les résultats concordent avec l'hypothèse selon laquelle les conditions de la demande ont un effet positif sur les taux de salaires négociés; la déviation du chômage actuel par rapport au chômage existant à l'époque de la signature de la convention a cependant alors de plus fortes répercussions sur le glissement des salaires.

Dans plusieurs cas cependant, la somme de ces effets s'est avérée négative. Pour ces industries, nous avons soit abandonné ces modèles en faveur de modèles fondés sur la fluctuation du taux d'emploi, soit réestimé ces modèles de façon à ce que la somme des coefficients U_t^{-1} et $(U_t^{-1})^*$ soit réduite à zéro ²⁰.

²⁰ Cette contrainte met en application l'hypothèse selon laquelle les conditions de la demande sur le marché du travail n'influencent pas les taux de salaires négociés, mais que les variations dans le taux d'emploi pendant la période

Pour les industries du bois, du caoutchouc, des produits non métalliques et du matériel de transport, la variable de fluctuation du taux d'emploi a donné de très bons résultats, en termes de qualité de l'ajustement, ainsi que pour la signification et l'orientation des effets de la demande sur le marché du travail. Les deux modèles ont donné à peu près les mêmes résultats en ce qui concerne l'industrie des métaux.

Quant à l'industrie du tabac, la qualité de l'ajustement s'avère nettement supérieure si nous utilisons la fluctuation du taux d'emploi plutôt que l'inverse du taux de chômage, mais le coefficient de variation actuelle du taux d'emploi a une valeur négative très significative. Ceci reflète le fait - que d'autres données concordent ²¹ -, que dans cette industrie, on embauche les travailleurs à salaire relativement bas lorsqu'il y a expansion dans l'emploi, ce qui fait diminuer les revenus.

Comparaisons avec les modèles standard

Afin de vérifier si les modèles généraux présentés ci-dessus sont supérieurs aux modèles qui ne tiennent pas compte des conventions collectives, comparons la qualité de l'ajustement (\bar{R}^2) des modèles qui utilisent le taux de chômage, à celle d'un modèle dans lequel la variation de salaires dépend uniquement des valeurs actuelles des variables pertinentes ²².

²⁰ (suite) de validité d'une conventions ont un effet positif sur l'évolution des salaires.

²¹ Pour évaluer, au niveau des industries, les salaires à taux normal, nous avons effectué une analyse des rapports entre les salaires horaires moyens, la moyenne hebdomadaire des heures de travail, l'indice annuel des taux de salaires, et les conditions du marché du travail. C'est pour l'industrie du tabac seulement, que nous avons trouvé un rapport partiel entre les revenus et les variations du taux d'emploi qui ait une valeur négative significative sur le plan statistique.

²² Exception faite de la fluctuation des prix à la consommation, pour laquelle nous avons également inclu la valeur décalée.

Les résultats (Tableau XV) en sont frappants. En aucun cas, le modèle standard est-il supérieur au modèle correspondant, pondéré selon les conventions collectives. La qualité de l'ajustement se trouve améliorée d'environ un tiers lorsqu'on utilise les modèles pondérés selon les conventions collectives ²³.

Ces résultats, au niveau des industries à deux chiffres, servent à justifier l'emploi, dans l'analyse de l'évolution des salaires, de modèles à décalages échelonnés, pondérés selon les conventions collectives.

Modèles préférés

Après examen des compilations des divers modèles dont nous avons traité plus haut, nous avons trouvé que les résultats n'étaient satisfaisants que pour deux des industries (celle des métaux, ainsi que les "industries diverses"). Dans certains cas, ces résultats impliquent qu'à long terme, les conditions de la demande sur le marché du travail ont un effet négatif sur les revenus. Les coefficients des profits sont souvent négatifs, et même parfois ceux des prix à la consommation. Dans certains cas, le coefficient des prix à la consommation est de beaucoup supérieur à l'unité.

Dans le but de développer des modèles plus satisfaisants, nous avons estimé des équations supplémentaires, en imposant cependant des contraintes à certains coefficients, et en supprimant certaines variables. Les équations de salaires préférées, au tableau XVI, sont le résultat de ce travail.

Dans l'ensemble, ces équations sont très satisfaisantes. Les modèles rendent compte de plus de la moitié des mouvements des salaires nominaux, ce qui est une excellente moyenne pour des équations de prévision des variations trimestrielles au niveau des industries ²⁴. De plus, ce qui

²³ Etant donné qu'il s'agit pour nous de comparer les résultats d'ensemble de notre modèle avec ceux du modèle standard, nous ne nous sommes pas préoccupés de rapporter les coefficients réels de régression obtenus dans le cas du modèle standard.

²⁴ Les variations relatives sont des variations procentuelles trimestrielles; elles ont donc été ajustées. La qualité

est plus important encore, toutes les variables comprises dans le modèle général jouent un rôle important dans la plupart des industries.

Le lecteur trouvera, au tableau XVI, un aperçu de l'ensemble des industries: qu'il prenne en note cependant le fait que celles-ci n'ont pas toutes la même importance. L'industrie des aliments et boissons, et celle des produits métalliques sont de loin les plus importantes; elles rendent compte à elles seules d'environ 40 pour cent de l'emploi dans le secteur manufacturier. Il est donc rassurant de constater la haute qualité des équations qui se rapportent à ces deux industries.

Puisque toutes les variables sont importantes dans la plupart des industries, nous avons cru devoir effectuer un examen éclectique du processus inflationniste dans le secteur manufacturier canadien, ce qui concordera, bien sûr, avec nos équations globales. On ne pourrait soutenir que l'évolution des marchés du travail au Canada résulte du simple jeu de l'offre et de la demande, car il serait très difficile d'incorporer dans ce modèle l'importance des profits, de même que les variations salariales américaines.

Quoique les effets de "débordements" internationaux ne soient significatifs que dans six des industries, on note que, là où ils sont significatifs, leur ampleur est considérable. C'est le cas de nos deux industries les plus importantes, celle des aliments et des boissons, et celle des métaux. Nous pouvons par conséquent conclure que l'évolution des salaires aux Etats-Unis joue un rôle important, mais non pas prédominant, dans la détermination des salaires du secteur manufacturier canadien.

Le facteur des profits apparaît dans cinq industries, mais n'a de signification statistique que dans quatre de ces industries. Une fois encore, les industries des aliments et boissons, et des produits métalliques comptent parmi celles où les profits jouent un rôle prépondérant. L'importance de cette variable signifie que les conditions de la demande sur

24 (suite) de l'ajustement de ces équations est supérieure à celle des équations de Reuber (1970), même si ces dernières prévoient des variations salariales absolues chevauchant sur quatre trimestres.

le marché des denrées ont tendance à influencer directement le marché du travail; cette donnée concorde avec l'analyse théorique des négociations salariales, que nous avons exposée au chapitre deux.

Les fluctuations relatives des prix à la consommation influencent aussi dans une très large mesure les variations salariales. Les coefficients se rapprochent en général de l'unité, corroborant ainsi la théorie de l'accélération, où l'accent est mis sur le rôle des prévisions inflationnistes ²⁵, et confirmant aussi, au niveau des industries à deux chiffres, les résultats obtenus pour l'ensemble du secteur manufacturier ²⁶.

Les rapports inter-industriels constituent évidemment la variable (ou l'ensemble de variables) la plus importante du modèle, bien que sa formulation exacte varie d'un modèle à l'autre. Quand le salaire relatif est pondéré d'après les conventions collectives, il est de signe positif, et opposé au salaire relatif décalé simple. Tel que souligné précédemment, ceci peut être une indication de l'effet des salaires relatifs sur le glissement des salaires, aussi bien que du fait qu'un contrat de travail, une fois signé, aura des répercussions cumulatives sur la situation d'une industrie quant aux salaires relatifs, et ce, pendant toute la durée du contrat, puisque les débordements intra-industriels entre les divers contrats de travail pourraient s'avérer importants.

Les variables de la demande sur le marché du travail sont significatives ou, tout au moins, marginalement significatives dans presque toutes les équations. Or, d'après les coefficients, la demande sur le marché du travail marquerait principalement, dans plusieurs industries, le glissement des salaires plutôt que les taux de salaires négociés. C'est le cas des industries de l'imprimerie, du papier, du textile, du vêtement et de l'alimentation. Par contre, la demande sur le marché du travail influence fortement les taux de salaires négociés dans l'industrie des métaux et celles du bois, du cuir, du caoutchouc, du pétrole et du charbon, des minéraux non métalliques et du matériel de transport.

²⁵ Voir Friedman (1968), Phelps (1968).

²⁶ Voir aussi Turnovsky (1972).

Quand la demande sur le marché du travail touche directement le processus de négociation salariale, ce sont les variations du taux d'emploi dans l'industrie en question qui comptent (sauf pour l'industrie du cuir). Voilà peut-être l'explication des résultats étonnants que nous avons obtenus pour l'ensemble du secteur manufacturier, où le taux de chômage était négatif, mais où il avait une valeur R^2 plus élevée que les équations fondées sur la variation du taux d'emploi.

Quoique ces résultats aient une portée d'ordre politique (que nous exposerons brièvement au chapitre dix), nous ne pouvons mesurer l'ampleur ni le rythme des répercussions possibles d'un quelconque changement de directives politiques dans ce domaine. Une telle mesure exigerait en effet l'élaboration d'un modèle simulé pour cet ensemble d'industries, construit à partir de nos équations salariales, et de nos équations de la productivité et des prix, ainsi que la comparaison d'un tel modèle à un modèle macro-économique d'ensemble ²⁷. Soulignons cependant un des points que soulèvent ces modèles: que les calculs de la catégorie du "dilemme de la courbe de Phillips" peuvent bien n'avoir aucune valeur, ou encore être tout à fait faux.

Comparaison avec des études antérieures

Terminons enfin par une brève comparaison de nos résultats avec ceux d'études antérieures sur le comportement des salaires au Canada.

Plusieurs personnes ont fait d'amples recherches sur la détermination des salaires dans le secteur manufacturier, en s'appuyant sur diverses variantes de ce que nous avons appelé le modèle "standard". Bodkin, Bond, Reuber et Robinson (1966) ont résumé la plupart des études faites sur le

²⁷ La nature de l'ensemble des équations posées ne nous permet absolument pas d'en tirer des calculs partiels ou conditionnels du phénomène d'incompatibilité, au niveau des politiques possibles, entre le chômage et l'inflation, d'une part, parce que les variations dans l'emploi - et non le chômage - constituent la variable habituelle de la demande, et, d'autre part, parce que les liens inter-industriels exigent l'adoption d'une méthode de simulation.

sujet; ils ont fait l'évaluation aussi de plusieurs de leurs propres modèles. Quelques autres études aussi ont été menées plus récemment ²⁸.

Il va de soi que ces modèles varient, que ce soit dans la formulation, dans la période couverte par l'estimation ou encore, dans la fréquence des observations, ce qui rend plutôt difficile toute comparaison avec notre étude. Cependant, les données que nous avons en mains nous portent à croire que les conditions du marché du travail, les augmentations du coût de la vie (réelles ou prévues), les taux de profit, ainsi que le taux de variation des salaires nominaux aux Etats-Unis jouent un rôle important (à plusieurs époques, sinon toujours) dans l'évolution des salaires nominaux au Canada. Cet énoncé concorde également avec la conclusion que nous avons tirée de notre équation générale, en dépit de la difficulté que posait la variable du chômage, pondérée en fonction des conventions collectives, et qui était de signe opposé, difficulté que nous avons résolue par l'imposition d'une contrainte.

La grandeur des coefficients évalués dans ces études varient beaucoup selon la période de temps dont il est question. La stabilité de leurs rapports a été traitée par Bodkin et ses collaborateurs. Pour une comparaison plus précise de ces coefficients, nous nous tournerons surtout vers l'étude de Bodkin, puisqu'elle se base sur des données trimestrielles couvrant une période de sondage (1953-1965) analogue à la nôtre. Dans les équations qu'ils posent pour cette période, les quatre facteurs que nous avons analysés (demande sur le marché du travail, profits, prix à la consommation, et variations salariales aux Etats-Unis), de même que les variations salariales décalées, sont significatives sur le plan statistique ²⁹. Leur coefficient à long terme

²⁸ Bodkin et ses collaborateurs (1966) ont résumé et mis à jour les équations de Kaliski (1964), Klein et Bodkin (1964), Reuber (1964) et Vanderkamp (1966). Parmi les études les plus récentes, citons celles de Zaidi (1969), de Turnovsky (1972), ainsi que le secteur des salaires des modèles économétriques de TRACE (Choudhry et coll., 1972), et de la Banque du Canada (Helliwell et coll., 1969).

²⁹ Ils utilisent comme variable dépendante les variations trimestrielles chevauchantes des salaires nominaux, exprimées

des variations salariales aux Etats-Unis est de 0.40 en moyenne, ce qui concorde avec nos chiffres. Leur coefficient des prix à long terme est de 0.5 environ, ce qui est inférieur au nôtre. Cette différence est peut-être due au fait que la période couverte par leur sondage se termine en 1965, et ne comprend pas par conséquent la dernière période d'inflation au cours de laquelle les travailleurs ont sans aucun doute été davantage sensibilisés aux augmentations du coût de la vie ³⁰. Les équations de Bodkin et de ses collaborateurs supposent toutes l'existence d'une incompatibilité à long terme entre le salaire nominal et le chômage, tandis que nos modèles (que nous utilisons la variable de la fluctuation du taux d'emploi ou celle du chômage - avec contraintes -) rendent compte de répercussions momentanées de la situation du marché du travail sur les variations salariales. Enfin, les définitions étant différentes d'un modèle à l'autre, nous ne pouvons pas facilement comparer l'ampleur des effets des profits.

La seule étude économétrique complète qui ait été effectuée sur les salaires dans le secteur manufacturier au Canada est celle de Reuber (1970) qui évalue des équations à partir de statistiques trimestrielles portant sur les années 1953-1966. Son modèle traite des variations salariales en termes absolus, avec, comme variables indépendantes, la demande sur le marché du travail, les profits, les débordements inter-industriels et internationaux, et, enfin, les variations salariales décalées. Il ne tient pas compte de la variation procentuelle de l'Indice des prix à la consommation, puisqu'il soutient que la variable de débordements reflète adéquatement les répercussions ou les effets des prix. Les résultats de notre analyse nous incitent à croire, cependant, que cette omission est discutable.

Reuber a évalué des équations pour 12 industries à deux chiffres, mais, ne disposant pas des mêmes données que nous,

29 (suite) en pourcentages; les comparaisons de la qualité de l'ajustement (pour \bar{R}^2 , ils obtiennent environ 0.80) n'ont donc aucune signification.

30 L'étude de Turnovsky (1972), dont les données portent jusqu'au milieu de l'année 1969, et dont le coefficient de prévision des prix est voisin de l'unité, corroborerait cette conjecture.

sa classification n'est donc pas identique à la nôtre ³¹. Or ses résultats, dans l'ensemble, concordent avec les nôtres, quoique là encore il y ait quelques différences. D'après ses chiffres, la variable nationale de débordement des salaires est significative dans huit industries, et marginalement significative dans une autre: voilà donc la variable la plus importante. Nous sommes arrivés, nous aussi, à la même conclusion: nous avons constaté en effet que le phénomène de débordement, sous quelque forme que ce soit, est important dans toutes les industries.

D'après Reuber, la variable du chômage est significative dans sept industries, et marginale dans la huitième. D'après nos chiffres, la variable du marché du travail (le plus souvent, la variation du taux d'emploi) est significative dans dix industries, marginale dans quatre, et ne semble pas influencer le comportement des salaires dans la dernière des industries, celle des aliments et des boissons. Le schéma des industries n'est pas tout à fait le même dans les deux études. Par exemple, après nos chiffres, les conditions du marché du travail jouent un rôle important dans les industries des produits métalliques et du matériel de transport, et un rôle secondaire dans l'industrie des aliments et boissons; Reuber obtient des résultats contraires dans chaque cas.

D'après Reuber, les influences internationales sont significatives au plan statistique dans trois industries (papier, matériel électrique, produits chimiques) et marginales dans l'industrie du matériel de transport; d'après nos chiffres, elles sont significatives aussi dans trois industries (imprimerie et édition, textile, métaux), et marginales dans trois autres (matériel de transport, papier, aliments et boissons). On voit donc ici certaines concordances mais aussi quelques différences.

Enfin, d'après Reuber, les profits sont importants au plan statistique dans trois industries (matériel de transport,

³¹ Neuf des douze industries de Reuber sont les mêmes que les nôtres. Il sépare l'industrie des métaux en ses trois composantes à deux chiffres. Cependant il ne tient pas compte de plusieurs industries à deux chiffres, qui sont moins importantes: celles du bois, de l'imprimerie et de l'édition, du cuir, et du tabac.

équipement électrique, métaux non ferreux), et marginaux dans l'industrie des aliments et boissons. D'après nos chiffres, cette variable est significative dans quatre industries (bois, métaux, textile, aliments et boissons) et marginale dans une autre (industries diverses). Etant donné que les industries de l'équipement électrique et des métaux non ferreux font partie de notre industrie des produits métalliques, ces résultats sont en fait assez semblables.

Disons donc, en guise de conclusion, que nos résultats concordent en général avec ceux que Reuber a obtenus à l'aide d'un "modèle standard".

Cependant, comme nous l'avons déjà souligné, nous estimons que la valeur statistique de nos équations préférées est supérieure à celle des équations de Reuber, si nous prenons comme critère la validité de l'ajustement; ceci confirme donc la supériorité de la méthode pondérée en fonction des conventions collectives.

L'INFLUENCE DE L'IMPOT DIRECT SUR LA DETERMINATION DES SALAIRES

Au cours de notre analyse théorique et empirique, nous n'avons pas tenu compte du rôle de l'impôt sur le revenu sur le comportement des salaires. Nous n'avons pas pu accorder à l'étude de cette question toute l'attention qu'elle mérite, mais nous avons inclu les impôts dans plusieurs des modèles de détermination des salaires, établis pour l'ensemble du secteur manufacturier. Nous présenterons ci-dessous ces résultats, qui, quoique préliminaires, sont sans conteste d'un intérêt certain.

Rôle de l'impôt direct dans l'équation des salaires

Sans pour autant se lancer dans la formulation d'un modèle théorique rigoureux de l'influence des impôts sur le revenu sur le comportement des salaires, nous pouvons facilement discerner les trois effets fondamentaux de ce facteur.

Tout d'abord, l'existence d'un régime d'imposition à taux progressif influe sans doute sur la réaction des salaires aux autres variables du modèle. C'est que le facteur

$(1 - m)/(1 - a)$, où m représente le taux marginal d'imposition, et a le taux moyen, peut convertir une modification relative donnée des salaires nominaux avant déduction d'impôts, en modification relative après déduction d'impôts. Deuxièmement, les modifications du régime d'imposition lui-même peuvent influencer aussi sur les salaires. Enfin, en troisième lieu, le niveau d'imposition peut exercer sur les salaires une influence directe.

Revenons maintenant au premier facteur d'influence; soient W qui représente salaire nominal, P les prix et $T(W)$ le régime d'imposition, qui, aux fins de cette analyse, sera posé comme étant constant dans le temps. Les salaires réels, impôts déduits, seront ainsi représentés par la formule suivante:

$$\frac{W - T(W)}{P}$$

Posons que \dot{P} représente l'augmentation proportionnelle des prix. Pour que les salaires réels soient constants, les salaires nominaux devront augmenter de façon à ce que:

$$\frac{d}{dt} \left[\frac{W - T(W)}{P} \right] = 0$$

Et, si on effectue la différentiation:

$$\dot{W} = \left[\frac{1 - a}{1 - m} \right] \dot{P}$$

où

le taux marginal d'imposition m est égal à $T'(W)$,
le taux moyen d'imposition a est égal à $T(W)/W$.

C'est ainsi que, dans un modèle parfaitement concurrentiel du marché du travail, l'impôt progressif exige un ajustement de la variable des prix. Toutefois, dans l'analyse théorique du chapitre deux, nous avons implicitement rejeté ce modèle pour le secteur syndiqué, et adopté le modèle des conventions collectives: dans ce modèle, il nous faut étudier pour chaque cas en particulier les conséquences des variables d'imposition sur les autres variables explicatives. L'ajustement le plus sérieux à faire est celui du coefficient

de variation des prix, puisque le taux d'augmentation des salaires nominaux nécessaire pour garder constant le niveau des salaires réels en dépit de l'inflation des prix, dépend du régime d'imposition. Puisque les variables du taux de chômage nous permettent de mesurer les conséquences du déséquilibre du marché du travail, nous ne voyons pas la nécessité d'ajuster cette variable en fonction du régime d'imposition.

Par conséquent, nous n'avons ajusté que la fluctuation des prix dans les équations du tableau XVII; nous avons aussi étudié les modèles dans lesquels toutes les variables, sauf celle du taux de chômage, avaient été ajustées en fonction du taux d'imposition. Ce sont les modèles du tableau XVIII.

Tel que mentionné ci-dessus, il est possible qu'en plus d'affecter la réaction des salaires aux variations des prix à la consommation, que les impôts influent sur les salaires encore plus directement de par des modifications apportées au régime d'imposition. Si nous gardons les mêmes symboles de notation que ci-dessus, la fonction d'impôt sera représentée par $T(W,t)$, où t représente l'époque; ainsi, même si les salaires demeurent constants, les impôts subiront une modification à cause de changements survenus dans les taux réglementaires d'imposition. Ces modifications du régime d'imposition peuvent avoir diverses conséquences sur les salaires, selon la nature du marché du travail.

D'après le modèle classique de l'offre et de la demande sur le marché du travail, les modifications de l'impôt direct joueront sur les salaires de par leurs répercussions sur l'offre en main-d'oeuvre. Dans ce modèle, les augmentations du taux moyen d'imposition exerceront une pression ascendante sur les salaires, à moins que le point de rencontre de l'offre et de la demande en main-d'oeuvre ne soit dans la portion concave de la courbe d'offre en main-d'oeuvre. En outre, si le taux marginal d'imposition s'accroît par rapport au taux moyen, l'offre devra nécessairement se restreindre, ce qui amènera une hausse des salaires.

Certains diront que le jeu de l'offre sur la demande se mesure directement par les variables de la demande sur le marché du travail et que, par conséquent, ces variables devraient, en principe, tenir compte des effets de l'impôt qui se manifestent à travers le déplacement de la courbe de l'offre en main-d'oeuvre. L'aboutissement logique de ce

raisonnement nous mène à croire que le taux de chômage est l'unique variable susceptible de modifier les salaires. L'inclusion des variables d'impôt (ou d'autres variables jouant sur l'offre ou la demande en main-d'oeuvre) concorde évidemment avec un mécanisme d'ajustement des salaires selon lequel les variations salariales résultent directement de déplacements des courbes de l'offre et de la demande, ainsi que de tout déséquilibre existant sur le marché du travail.

Comme la plupart des employés du secteur manufacturier sont sous le régime de conventions collectives, ce genre d'analyse de l'offre et de la demande a forcément une portée très restreinte. Deux méthodes permettent de tenir compte des négociations collectives. D'après la première, qui est fondée sur le modèle classique du syndicat-monopole, l'impôt direct influence les objectifs salariaux des syndicats, ce qui voudrait dire que les variations des salaires seraient liées aux modifications des taux d'imposition directe.

La deuxième méthode est basée sur l'extension des travaux théoriques de Pitchford ³², qui a fondé son analyse de l'inflation des coûts sur le concept de la répartition souhaitée du revenu. Nous avons élargi le modèle de Pitchford pour tenir compte de la répartition des impôts; cela veut dire que les variations salariales devraient être sensibles au taux d'imposition, par rapport au revenu; ils subirait ainsi un effet analogue à celui des profits. Dans les deux cas, le "seuil" de la variable applicable influencerait sur le taux de variation des salaires.

Il est évident que ces hypothèses ont des conséquences complètement différentes. D'après les modèles classiques, un accroissement du taux d'imposition exercerait une pression ascendante provisoire sur les salaires; selon le modèle des "répartitions envisagées", cet accroissement entraînerait pour les salaires une tendance permanente à la hausse.

En résumé, nous avons trouvé que, pour tenir compte du jeu de l'impôt dans la détermination des salaires, il faut apporter deux modifications à notre modèle:

1. Nous devons ajuster la variable des prix, et éventuellement d'autres variables, à l'aide du facteur

³² Voir Pitchford (1963).

$(1-a)/(1-m)$;

2. Il faut ajouter quelques variables pour mesurer, soit les modifications du régime d'imposition, soit le palier d'imposition (ou encore les deux à la fois).

Résultats

On trouvera, aux tableaux XVII et XVIII les résultats de l'incorporation des diverses variables d'impôt possibles aux modèles de détermination des salaires dans le secteur manufacturier. Nous avons introduit dans ces équations quatre variables pour le régime d'imposition et ses modifications, de même que l'ajustement au taux de fluctuation des prix, et que d'autres variables. Les nouveaux symboles utilisés sont les suivants:

a = taux moyen d'imposition,

m = taux marginal d'imposition,

a_x = taux moyen d'imposition selon le régime d'imposition du trimestre en cours et le revenu du trimestre précédent,

m_x = taux marginal d'imposition selon le régime d'imposition du trimestre en cours, et le revenu du trimestre précédent,

V = $(1-a)/(1-m)$, facteur de mesure utilisé dans l'ajustement des coefficients d'après d'autres variables indépendantes.

Ces définitions nous permettent d'établir les variables d'impôt suivantes:

$\frac{a}{1-a}$ = taux moyen d'imposition divisé par le rapport du revenu net au revenu brut; c'est une mesure des impôts, exprimée par rapport au revenu après imposition;

$\frac{m}{1-m}$ = même définition; c'est une mesure des impôts marginaux;

$\frac{a_x - a_{-1}}{1 - a_{-1}}$ = variation du taux moyen d'imposition, calculée en divisant le revenu de l'année précédente par le rapport du revenu net au revenu brut de l'année précédente;

$\frac{m_x - m_{-1}}{1 - m_{-1}}$ = même définition ³³.

Les deux dernières variables permettent de mesurer les effets des variations du régime d'imposition. Nous avons ajouté un astérisque aux variables pondérées en fonction des conventions collectives.

Lorsque nous avons inclu dans l'équation générale des salaires les quatre variables du taux d'imposition, la colinéarité de l'ensemble des variables des équations a écarté la signification statistique de la plupart des coefficients du modèle; nous examinerons par conséquent uniquement les modèles qui ne comportent qu'une ou deux variables d'imposition.

Presque toutes les équations évaluées confirment l'opinion selon laquelle le palier d'imposition (qu'il soit établi par le calcul du taux moyen d'imposition ou du taux marginal d'imposition ou les deux) a un effet positif significatif sur les taux d'accroissement des salaires. Si ce résultat est exact, nous en tirerons des conclusions très importantes en ce qui a trait à une politique éventuelle des salaires.

Les effets des variations du taux d'imposition, quoique faibles, coïncident d'un modèle à l'autre. Là où elles ont été incluses, les variations des taux moyens d'imposition ont un effet négatif sur les hausses salariales; par contre, les variations des taux d'impôts marginaux ont toujours un effet positif sur les taux de salaires.

³³ Les variables $\frac{m_x - m_{-1}}{1 - m_{-1}}$ et $\frac{a_x - a_{-1}}{1 - a_{-1}}$ étaient destinées à

écarter un rapprochement quelque peu erroné entre les accroissements des taux de salaires et les variations des taux d'imposition moyens et marginaux sous un régime d'impôt progressif sur le revenu.

Ces résultats, quelque peu étonnants à première vue, s'expliquent facilement en combinant l'analyse classique des effets des impôts sur l'offre en main-d'oeuvre avec un modèle de détermination des salaires selon les répartitions souhaitées. On pourrait d'ailleurs démontrer sans peine qu'un effet négatif des variations du taux moyen d'imposition concorde avec la courbe de l'offre en main-d'oeuvre déduite à la manière classique. Si le point d'intersection de l'offre et de la demande se situe dans la partie concave de la courbe d'offre, on pourra souvent constater un effet négatif de l'accroissement des taux moyens d'imposition. Cela voudrait dire que les augmentations du taux moyen d'imposition incitent les travailleurs à vendre plus de travail, afin de maintenir leur revenu au même niveau, après déduction d'impôts. L'accroissement de l'offre qui en résulte aura tendance à amortir les augmentations salariales. Les accroissements du taux marginal d'impôt auront plutôt l'effet contraire: les travailleurs auront tendance à préférer les loisirs aux biens de consommation, afin d'éviter que le taux marginal ne s'accroisse. La diminution de l'offre qui en résultera aura tendance à provoquer des augmentations salariales.

L'effet puissant que le niveau des taux d'imposition exerce sur les hausses salariales ne s'explique, dans le modèle classique de l'offre et de la demande sur le marché du travail, que si les effets à long terme des taux moyens d'imposition sur l'offre en main-d'oeuvre sont contraires à leurs effets à court terme, et si l'ajustement total de l'offre aux augmentations d'impôt s'étend sur une période plutôt longue. Si, par exemple, une augmentation d'impôts incite à l'émigration et décourage l'immigration ³⁴, l'augmentation du taux moyen d'imposition pourra être positive à long terme. Nous pourrions faire entrer en ligne de compte dans notre raisonnement les effets des impôts sur les migrations interrégionales de la main-d'oeuvre (puisque un taux élevé d'imposition ne stimule pas les travailleurs d'une région à salaires faibles à se déplacer vers les régions à salaires élevés), et sur la mobilité des travailleurs en général (puisque ces taux élevés d'imposition n'encouragent pas les travailleurs à passer d'une industrie ou d'un poste peu rémunérateur à une industrie ou à un poste à rémunération plus élevée).

³⁴Voir Wilson et Lithwick (1968).

Notons toutefois que, dans une équation de détermination des salaires de la main-d'oeuvre - qui est en grande partie syndiquée -, le rôle possible de la répartition souhaitée des revenus au cours de négociations salariales peut expliquer aussi l'importance des taux moyens d'imposition. Le premier, Pitchford a démontré que les désaccords entre travailleurs et dirigeants au sujet de la répartition souhaitée des revenus peuvent être source d'une spirale des salaires et des prix, en l'absence de demande excédentaire. La théorie de Pitchford concorde avec l'inclusion du niveau des taux de profits dans une équation de prévision du taux des variations salariales. En élargissant la portée de l'analyse de Pitchford de façon à y inclure le gouvernement comme tierce partie dans cette lutte de répartition des revenus, nous pouvons dire que l'attitude des syndicats en matière de salaires sera influencée par la part du gouvernement, soit le niveau de l'impôt direct sur le revenu de la main-d'oeuvre.

Les variables de l'impôt - plus particulièrement les paliers d'imposition - sont significatives au plan statistique, et augmentent ainsi les possibilités d'interprétation des équations salariales; par contre, elles ont l'inconvénient de rendre les autres coefficients instables. Par exemple, si on ajoute à ces équations la modification du taux moyen d'imposition, le coefficient de variation des prix reste à peu près le même, soit 1.21. Seulement, dès que l'on y ajoute le taux moyen d'imposition (voir l'équation (5)), ce coefficient retombe à 0.02; en outre, le quotient t tombe de 5 à 0.05 . Le coefficient des variations salariales aux Etats-Unis est également très sensible. Par exemple, si nous ne tenons pas compte de l'impôt, sa valeur est de 0.4 environ pour (Wus*); si nous tenons compte des modifications et du niveau des taux moyens d'imposition, le coefficient atteint la valeur invraisemblable de 0.79 . Et, si nous prenons pour variables les taux marginaux d'imposition, le coefficient des salaires payés aux Etats-Unis tombe à près de zéro.

Quoique ces données soient d'un intérêt certain, elles n'ont qu'un caractère provisoire. Etant donné la multicolinéarité du grand nombre de variables des modèles qui tiennent compte de l'impôt, et l'instabilité des coefficients qui en résulte, il serait dangereux de tirer des conclusions définitives ou encore de faire le choix d'une équation en

particulier pour l'ensemble du secteur manufacturier. Ces données nous révèlent par contre que l'impôt direct influe dans une large mesure sur la détermination des salaires nominaux, et que le rôle de ce facteur souvent négligé justifie de plus amples recherches 35.

35 De toute évidence, il serait nécessaire d'étudier les effets de l'impôt sur le comportement des salaires au niveau des industries. Malheureusement, le manque de temps et de ressources nous ont empêché faire une telle analyse.

TABLEAU I

Equations des salaires dans l'ensemble du secteur manufacturier:
Modèle basé sur les conventions collectives (1956-68)

Equation	C	U_t^{-1}	$(U_t^{-1})^*$	$(U_t^{-1} - (U_t^{-1})^*)$	\dot{E}_t	\dot{E}_t^*	π_t^*	\dot{p}_t^*	$(\dot{W}us_t)^*$	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
(i)	-7.508 (-2.40)	30.765 (6.38)	-56.103 (-4.71)				2.738 (2.31)	1.786 (7.09)	0.522 (2.74)	0.759	1.50	0.93
(ii)	-4.464 (-1.98)				0.079 (2.19)	0.265 (2.64)	1.000 (1.30)	1.058 (4.59)	0.432 (1.36)	0.648	1.38	1.12
(iii)	-9.336 (-2.87)	22.538 (5.58)	-45.977 (-3.87)				3.602 (2.95)	1.621 (6.21)		0.726	1.31	0.99
(iv)	-6.000 (-2.86)				0.077 (2.08)	0.155 (2.01)	1.832 (3.34)	1.013 (4.34)		0.635	1.21	1.14
(v)	-1.818 (-0.93)			31.632 (6.298)			0.389 (0.64)	1.473 (6.70)	0.496 (2.51)	0.738	1.37	0.97
(vi)	-3.952 (-2.14)			23.722 (5.765)			1.374 (2.83)	1.337 (5.95)		0.709	1.21	1.02

TABLEAU II

Equations des salaires dans le secteur manufacturier: Modèle standard

Equation	Période d'évaluation	C	U_t^{-1}	π_t	\dot{P}_t	\dot{P}_{t-1}	$(\dot{Wus})_t$	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
(i)	1956-68	-1.973 (-0.86)	11.270 (1.70)	0.551 (0.71)	0.314 (2.95)		0.319 (3.57)	0.618	1.54	1.17
(ii)	1956-68	-2.342 (-0.92)	14.285 (1.95)	0.784 (0.91)	0.286 (2.42)			0.524	0.96	1.32
(iii)	1949-69	-0.574 (-1.09)	13.596 (6.13)		0.320 (4.87)	0.384 (5.82)	0.202 (3.04)	0.805	1.43	1.34

TABLEAU III

Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:
 Modèle international; Modèle inter-industriel, premier type; Demande sur le marché du travail: Inverse du taux de chômage
 1956-1968

Industrie	C	U_t^{-1}	$(U_t^{-1})^*$	P_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	π_{it}^*	$(Wus_{it})^*$	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	60.28 (2.07)	10.86 (1.44)	-30.66 (-2.14)	2.065 (4.52)	-83.67 (-2.53)	3.739 (3.08)	0.889 (3.22)	0.662	1.16	1.40
02 Tabac	86.28 (3.39)	108.92 (3.37)	-210.55 (-3.56)	9.689 (3.64)	-88.65 (-3.74)	3.286 (1.02)	-0.202 (0.56)	0.206	1.71	5.73
03 Caoutchouc	183.38 (5.49)	34.01 (3.58)	-6.61 (-0.38)	-0.204 (-0.27)	-179.62 (-5.49)	0.069 (1.56)	0.119 (0.71)	0.598	0.85	2.29
04 Cuir	140.42 (6.15)	33.91 (6.11)	0.47 (0.04)	1.291 (2.62)	-210.64 (-6.10)	-0.630 (-0.67)	0.159 (0.55)	0.735	2.12	1.21
05 Textile	23.60 (0.98)	23.67 (3.20)	-24.68 (-2.34)	1.222 (2.45)	-32.73 (-0.98)	0.515 (1.22)	0.564 (3.10)	0.713	1.55	1.16
06 Vêtement	-5.22 (-0.16)	29.00 (3.18)	38.41 (3.25)	2.185 (4.22)	11.35 (0.22)	0.019 (0.04)	0.009 (0.05)	0.583	1.13	1.37
07 Bois	119.24 (3.97)	10.29 (0.70)	7.30 (0.29)	2.275 (2.31)	-143.15 (-4.12)	1.307 (2.05)	-0.544 (-1.64)	0.470	1.28	2.46
08 Papier	71.06 (2.59)	43.70 (4.94)	-39.16 (-1.39)	1.457 (1.68)	-59.44 (-2.56)	-0.576 (-0.44)	0.585 (1.64)	0.456	0.879	1.81
09 Imprimerie et édition	107.19 (3.91)	24.54 (3.39)	-40.95 (-2.53)	0.920 (2.15)	-83.38 (-3.88)	-0.106 (-0.16)	0.194 (0.62)	0.571	1.58	1.06
10 Métaux	39.80 (2.03)	15.84 (2.03)	-20.28 (-1.52)	0.364 (0.70)	-42.68 (-2.49)	2.200 (2.35)	0.788 (3.37)	0.692	1.79	1.21
11 Matériel de transport	102.63 (3.04)	42.47 (2.52)	-46.36 (-1.06)	2.374 (2.66)	-80.50 (-2.85)	-1.568 (-0.65)	0.250 (1.08)	0.242	1.59	2.73
14 Minéraux non métalliques	-21.98 (-0.86)	7.74 (1.01)	-0.66 (-0.04)	1.054 (1.70)	24.58 (1.00)	-0.617 (-0.97)	0.377 (1.29)	0.593	1.05	1.22
15 Pétrole et charbon	143.42 (3.86)	24.75 (2.23)	-33.25 (-1.00)	1.821 (1.86)	-99.16 (-3.90)	-0.423 (-0.44)	0.016 (0.10)	0.327	1.21	2.63
16 Produits chimiques	120.40 (5.60)	1.45 (0.21)	-17.45 (-1.45)	0.915 (2.28)	-100.97 (-5.72)	-0.513 (-0.78)	-0.358 (-1.40)	0.652	0.105	1.22

TABLEAU IV

Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:

Modèle international; Modèle industriel, deuxième type; Demande sur le marché du travail: Inverse du taux de chômage
1956-1968

Industrie	C	U_t^{-1}	$(U_t^{-1})^*$	P_t^*	$(W_t/W_{t-1})_{t-1}$	W_t^*	π_{it}^*	$(W_{us_{it}})^*$	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	99.62 (2.80)	9.22 (1.26)	-45.82 (-2.85)	1.393 (2.42)	-126.53 (-3.18)	0.978 (1.84)	3.585 (3.02)	0.688 (2.37)	0.680	1.08	1.37
02 Tabac	86.39 (3.34)	109.18 (3.28)	-211.84 (-3.14)	9.656 (3.44)	-88.65 (-3.69)	0.074 (0.04)	3.248 (0.96)	-0.208 (-0.53)	0.188	1.71	5.79
03 Caoutchouc	187.13 (5.32)	35.04 (3.52)	-11.98 (-0.53)	-0.361 (-0.42)	-183.43 (-5.31)	0.332 (0.37)	0.055 (0.94)	0.114 (0.67)	0.590	0.85	2.32
04 Cuir	137.51 (6.05)	35.21 (6.31)	-7.54 (-0.60)	1.030 (1.96)	-206.43 (-6.00)	0.447 (1.34)	-0.606 (-0.65)	0.114 (0.40)	0.740	2.16	1.20
05 Textile	21.73 (0.85)	23.56 (3.15)	-23.30 (-1.94)	1.275 (2.34)	-29.87 (-0.84)	-0.126 (-0.25)	0.458 (0.95)	0.589 (2.81)	0.707	1.57	1.18
06 Vêtement	-7.91 (-0.26)	25.28 (2.93)	-43.56 (-3.88)	1.080 (1.72)	12.71 (0.26)	1.036 (2.73)	0.389 (0.94)	-0.038 (0.23)	0.636	1.22	1.28
07 Bois	127.21 (4.43)	13.71 (0.98)	-8.05 (-0.33)	1.053 (0.99)	-154.36 (-4.63)	1.590 (2.42)	1.346 (2.22)	-0.733 (-2.26)	0.522	1.41	2.33
08 Papier	64.56 (2.27)	42.72 (4.79)	-49.69 (-1.63)	1.178 (1.28)	-55.25 (-2.33)	0.549 (0.91)	-0.042 (-0.03)	0.471 (1.25)	0.454	0.903	1.82
09 Imprimerie et édition	135.46 (3.53)	28.62 (3.49)	-35.81 (-2.12)	1.130 (2.40)	-104.95 (-3.54)	-0.580 (-1.05)	-0.555 (-0.70)	0.319 (0.95)	0.572	1.57	1.05
10 Métaux	43.57 (2.25)	14.77 (1.93)	-16.24 (-1.22)	-0.292 (-0.46)	-44.12 (-2.62)	0.672 (1.67)	1.298 (1.22)	0.716 (3.07)	0.704	1.80	1.19
11 Matériel de transport	102.79 (2.99)	42.92 (2.16)	-46.83 (-1.03)	2.431 (1.54)	-80.74 (-2.77)	-0.058 (-0.04)	-1.514 (-0.74)	0.262 (0.74)	0.225	1.59	2.76
14 Minéraux non métalliques	-20.84 (-0.82)	9.07 (1.17)	-4.10 (-0.23)	0.744 (1.08)	22.80 (0.92)	0.379 (1.03)	-0.521 (-0.81)	0.242 (0.76)	0.594	1.06	1.22
15 Pétrole et charbon	142.89 (3.80)	25.06 (2.23)	-33.10 (-0.99)	1.537 (1.14)	-98.90 (-3.85)	0.253 (0.32)	-0.532 (-0.51)	-0.004 (-0.02)	0.314	1.20	2.65
16 Produits chimiques	125.04 (4.48)	1.16 (0.16)	-17.44 (-1.44)	1.039 (1.67)	-105.24 (-4.39)	-0.149 (-0.27)	-0.333 (-0.56)	-0.420 (-1.21)	0.645	1.06	1.24

TABLEAU V
Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:
Modèle international; Modèle inter-industriel, premier type; Demande sur le marché du travail: Inverse du taux de chômage
1956-1968

Industrie	C	U_t^{-1}	$(U_t^{-1})^*$	\dot{P}_t^*	$(W_1/W_T)_{t-1}$	$(W_1/W_T)_t^*$	π_{it}^*	$(Wus_{it})^*$	R^2	D. N.	S. E.
01 Aliments et boissons	74.95 (1.43)	10.59 (1.39)	-33.72 (-1.98)	2.114 (4.38)	-75.68 (-1.85)	-24.10 (-0.34)	3.762 (3.06)	0.867 (3.02)	0.656	1.15	1.42
02 Tabac	35.33 (1.37)	39.89 (1.19)	-121.18 (2.14)	7.135 (2.95)	-190.75 (-5.68)	165.24 (3.87)	1.160 (0.40)	-0.602 (-1.83)	0.394	1.66	5.00
03 Caoutchouc	179.69 (5.42)	35.50 (3.76)	-6.05 (-0.35)	-0.172 (-0.23)	-175.02 (-5.38)	-1.69 (1.37)	0.072 (1.64)	0.149 (0.84)	0.606	0.82	2.27
04 Cuir	100.06 (3.02)	31.69 (5.65)	-3.25 (-0.29)	1.247 (2.58)	-243.85 (-6.18)	95.96 (1.65)	-0.806 (-0.87)	0.240 (0.83)	0.745	2.21	1.19
05 Textile	-37.22 (-1.20)	26.10 (3.76)	-34.69 (-3.32)	1.403 (3.00)	-130.67 (-2.81)	182.04 (2.84)	0.174 (0.42)	0.466 (2.71)	0.752	1.54	1.08
06 Vêtement	-9.68 (-0.30)	30.12 (3.29)	-46.17 (-3.36)	2.386 (4.36)	-39.89 (-0.58)	58.38 (1.10)	0.201 (0.45)	0.034 (0.19)	0.585	1.08	1.36
07 Bois	52.20 (1.00)	3.58 (0.24)	16.29 (0.64)	1.776 (1.74)	-174.88 (-4.39)	108.52 (1.55)	1.378 (2.18)	0.678 (2.01)	0.486	1.28	2.42
08 Papier	161.19 (4.13)	47.85 (5.80)	-75.20 (-2.64)	2.670 (2.99)	-9.17 (-0.34)	-128.30 (-3.03)	0.618 (0.49)	0.401 (1.21)	0.540	1.24	1.67
09 Imprimerie et édition	83.89 (2.39)	20.77 (2.58)	-34.68 (-2.02)	0.527 (0.94)	-101.26 (-3.72)	36.22 (1.07)	-0.070 (-0.11)	0.547 (1.20)	0.573	1.46	1.05
10 Métaux	6.82 (0.23)	17.50 (2.25)	-31.44 (-2.06)	0.661 (1.20)	-94.44 (-2.35)	76.83 (1.42)	3.423 (2.71)	0.796 (3.44)	0.699	1.72	1.20
11 Matériel de transport	64.79 (0.86)	36.31 (1.80)	-28.61 (-0.53)	1.914 (1.58)	-83.23 (-2.88)	35.79 (0.57)	-0.233 (-0.84)	0.448 (1.07)	0.231	1.59	2.75
14 Minéraux non métalliques	-59.79 (-1.31)	4.65 (0.56)	2.00 (0.11)	0.789 (1.17)	-6.75 (-0.17)	67.35 (1.00)	-0.259 (-0.35)	0.355 (1.21)	0.593	0.991	1.22
15 Pétrole et charbon	111.55 (2.35)	20.51 (1.75)	-26.73 (-0.79)	1.643 (1.66)	-120.19 (-3.76)	42.94 (1.08)	-0.137 (-0.14)	-0.040 (-0.24)	0.330	1.36	2.62
16 Produits chimiques	120.34 (5.32)	1.00 (0.13)	-16.94 (-1.34)	0.903 (2.19)	-105.17 (-3.21)	4.39 (0.15)	-0.541 (-0.79)	-0.358 (1.38)	0.644	1.05	1.24

TABLEAU VI
Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:
Modèle international, Modèle inter-industriel, premier type; Variation procentuelle de l'emploi

Industrie	C	\dot{E}_{it}^*	\dot{E}_{it}	\dot{P}_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	π_{it}^*	$(W_{us}_{it})^*$	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	33.81 (1.59)	-0.474 (-1.48)	0.005 (0.06)	1.114 (3.70)	-51.48 (-2.26)	3.623 (3.12)	0.340 (1.24)	0.650	1.07	1.43
02 Tabac	23.03 (1.47)	-0.313 (-11.72)	-0.044 (-0.39)	1.964 (2.50)	-10.30 (-1.05)	-3.071 (-0.91)	0.090 (0.49)	0.748	1.62	3.22
03 Caoutchouc	122.38 (3.78)	0.174 (5.01)	-0.083 (-1.49)	0.690 (1.42)	-116.69 (-3.73)	0.015 (0.34)	0.256 (1.66)	0.620	1.10	2.23
04 Cuir	85.20 (2.53)	0.030 (0.49)	0.131 (1.11)	2.096 (4.78)	-140.16 (-2.81)	3.326 (2.91)	-0.795 (-2.34)	0.445	1.45	1.76
05 Textile	15.69 (0.59)	0.055 (1.76)	-0.043 (-0.52)	0.459 (1.41)	-24.82 (-0.67)	1.305 (3.34)	0.622 (2.95)	0.668	1.40	1.26
06 Vêtement	-36.55 (-1.41)	-0.128 (-2.39)	-0.148 (-0.90)	0.169 (0.37)	54.38 (1.34)	1.578 (3.63)	0.079 (0.37)	0.530	0.97	1.45
07 Bois	110.38 (3.72)	0.022 (0.44)	0.091 (2.24)	2.648 (4.59)	-129.77 (-3.75)	0.971 (2.00)	-0.169 (-0.63)	0.499	0.931	2.39
08 Papier	13.29 (0.37)	0.436 (1.44)	0.177 (1.66)	0.569 (1.10)	-11.46 (-0.38)	-0.057 (-0.06)	0.666 (1.29)	0.264	0.749	2.11
09 Imprimerie et édition	42.05 (2.24)	0.115 (1.13)	0.058 (0.85)	0.268 (0.93)	-31.47 (-2.19)	-0.623 (-1.68)	0.851 (2.94)	0.503	1.49	1.14
10 Métaux	29.97 (1.52)	0.063 (2.17)	0.140 (1.77)	0.705 (1.40)	-34.24 (2.00)	1.750 (3.17)	0.756 (3.00)	0.721	1.81	1.16
11 Matériel de transport	89.95 (3.51)	0.156 (3.99)	0.046 (0.49)	1.626 (2.85)	-72.45 (-3.56)	-0.926 (0.99)	0.313 (1.16)	0.434	1.52	2.36
14 Minéraux non métalliques	-15.64 (-0.68)	0.106 (2.19)	-0.027 (-0.91)	1.233 (4.88)	19.64 (0.90)	-0.759 (-1.47)	0.485 (1.80)	0.610	1.14	1.20
15 Pétrole et charbon	143.93 (4.11)	0.123 (1.93)	0.039 (0.65)	0.935 (2.02)	-97.72 (-4.07)	-1.001 (-1.62)	-0.084 (-0.51)	0.340	1.26	2.60
16 Produits chimiques	88.28 (5.44)	-0.040 (-0.35)	0.053 (1.24)	0.545 (2.13)	-74.84 (-5.64)	-0.372 (-0.53)	-0.287 (-1.11)	0.637	0.904	1.25

TABLEAU VII
Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:
Modèle international; Modèle inter-industriel, deuxième type; Variation procentuelle de l'emploi

Industrie	C	\dot{E}_{it}^*	\dot{E}_{it}	\dot{P}_t^*	$(W_i/W_{i-1})_{t-1}$	\dot{W}_t^*	π_{it}^*	$(\dot{W}_{us}_{it})^*$	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	33.98 (1.58)	-0.469 (-1.46)	0.006 (0.07)	1.054 (1.95)	-51.51 (-2.23)	0.057 (0.14)	3.598 (2.87)	0.319 (1.00)	0.642	1.07	1.45
02 Tabac	25.23 (1.51)	-0.311 (-1.35)	-0.055 (-0.48)	2.448 (1.68)	-11.79 (-1.11)	-0.343 (-0.40)	-3.107 (-0.92)	0.101 (0.54)	0.743	1.59	3.25
03 Caoutchouc	145.17 (4.62)	0.194 (5.82)	-0.045 (0.84)	-0.977 (-1.28)	-142.68 (-4.63)	1.732 (2.71)	-0.023 (-0.54)	0.099 (0.64)	0.667	1.25	2.09
04 Cuir	93.74 (2.73)	0.016 (0.25)	0.098 (0.80)	1.414 (1.87)	-152.85 (-2.99)	0.490 (1.10)	3.107 (2.68)	-0.747 (-2.19)	0.448	1.35	1.75
05 Textile	18.93 (0.71)	0.069 (2.02)	-0.053 (-0.63)	0.108 (0.23)	-31.16 (-0.83)	0.439 (1.02)	1.505 (3.44)	0.507 (2.12)	0.668	1.37	1.26
06 Vêtement	-25.95 (-1.04)	-0.121 (-2.39)	-0.275 (-1.67)	-1.149 (-1.69)	33.50 (0.85)	0.995 (2.49)	2.057 (4.53)	-0.034 (-0.16)	0.579	1.11	1.37
07 Bois	124.79 (4.47)	-0.057 (-1.07)	0.094 (2.48)	0.281 (0.29)	-151.18 (-4.60)	1.993 (2.90)	1.456 (3.04)	-0.683 (-2.22)	0.570	1.06	2.21
08 Papier	-7.98 (-0.22)	0.497 (1.71)	0.195 (1.91)	-1.068 (-1.24)	5.95 (0.20)	1.364 (2.32)	-0.345 (-0.40)	0.454 (0.91)	0.330	1.03	2.01
09 Imprimerie et édition	54.10 (2.24)	0.136 (1.29)	0.082 (1.10)	0.578 (1.20)	-41.02 (-2.19)	-0.384 (-0.81)	-0.587 (-1.57)	0.972 (2.97)	0.499	1.53	1.14
10 Métaux	33.55 (1.67)	0.060 (2.06)	0.109 (1.28)	0.203 (0.28)	-36.44 (-2.11)	0.409 (0.98)	1.433 (2.23)	0.671 (2.51)	0.721	1.78	1.16
11 Matériel de transport	89.66 (3.43)	0.157 (3.84)	0.047 (0.49)	1.712 (1.68)	-72.42 (-3.52)	-0.104 (-0.10)	-0.823 (-0.60)	0.334 (0.97)	0.422	1.52	2.38
14 Minéraux non métalliques	-14.92 (-0.65)	0.114 (2.37)	-0.023 (-0.78)	0.762 (1.69)	18.32 (0.84)	0.450 (1.26)	-0.739 (-1.44)	0.316 (1.06)	0.615	1.12	1.19
15 Pétrole et charbon	143.57 (4.06)	0.127 (1.95)	0.040 (0.65)	0.533 (0.53)	-97.57 (-4.03)	0.362 (0.45)	-1.148 (-1.64)	-0.116 (-0.64)	0.328	1.25	2.62
16 Produits chimiques	89.04 (4.07)	-0.041 (-0.35)	0.053 (1.23)	0.571 (1.04)	-75.56 (-3.95)	-0.030 (-0.53)	-0.353 (-0.44)	-0.281 (-1.00)	0.629	0.902	1.26

TABLEAU VIII

Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:

Modèle international; Modèle inter-industriel, troisième type; Variation procentuelle de l'emploi

Industrie	C	E_{it}^*	E_{it}	P_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	$(W_i/W_T)_t^*$	π_{it}^*	$(W_{us}_{it})^*$	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	15.58 (0.58)	-0.521 (-1.64)	-0.004 (-0.05)	1.167 (3.84)	-91.74 (-2.13)	59.15 (1.10)	3.961 (3.30)	0.476 (1.16)	0.652	1.08	1.43
02 Tabac	14.92 (1.02)	-0.274 (-0.95)	-0.060 (-0.59)	2.148 (2.97)	-71.46 (-3.27)	72.81 (3.07)	-3.603 (-1.17)	-0.109 (-0.61)	0.788	1.57	2.96
03 Caoutchouc	124.89 (3.83)	0.181 (5.03)	-0.097 (-1.66)	0.581 (1.14)	-119.82 (-3.78)	1.03 (0.81)	0.009 (0.20)	0.246 (1.59)	0.617	1.09	2.24
04 Cuir	6.82 (0.18)	-0.016 (-0.27)	0.138 (1.28)	1.556 (3.60)	-250.23 (-4.42)	233.45 (3.23)	1.688 (1.46)	-0.239 (-0.68)	0.542	1.41	1.60
05 Textile	-48.61 (-1.48)	0.067 (2.27)	0.028 (0.35)	0.330 (1.08)	-133.70 (-2.66)	196.43 (2.94)	0.876 (2.25)	0.574 (2.93)	0.716	1.58	1.16
06 Vêtement	-36.71 (-1.40)	-0.128 (-2.36)	-0.142 (-0.79)	0.180 (0.38)	59.34 (0.87)	-4.58 (-0.09)	1.547 (2.79)	0.080 (0.37)	0.519	0.98	1.47
07 Bois	28.25 (0.50)	0.070 (1.25)	0.065 (1.52)	2.530 (4.44)	-116.11 (-4.12)	130.80 (1.67)	0.791 (1.62)	-0.292 (-1.06)	0.518	1.02	2.34
08 Papier	97.66 (1.67)	0.058 (0.16)	0.249 (2.24)	1.089 (1.87)	21.29 (0.61)	-105.25 (-1.80)	0.497 (0.54)	-0.036 (-0.06)	0.300	0.954	2.06
09 Imprimerie et édition	19.70 (0.91)	0.102 (1.03)	0.031 (0.47)	-0.273 (-0.68)	-77.26 (-2.77)	63.25 (1.90)	-0.448 (-1.20)	1.305 (3.53)	0.530	1.39	1.11
10 Métaux	6.19 (0.22)	0.070 (2.39)	0.134 (1.71)	0.835 (1.63)	-69.42 (-2.07)	54.11 (1.22)	2.173 (3.35)	0.747 (2.97)	0.724	1.73	1.15
11 Matériel de transport	46.43 (0.99)	0.147 (3.67)	0.066 (0.70)	1.309 (2.06)	-85.54 (-3.64)	48.87 (1.11)	-1.309 (-1.11)	0.617 (1.60)	0.437	1.56	2.35
14 Minéraux non métalliques	-22.71 (-0.42)	0.099 (1.14)	-0.026 (-0.81)	1.187 (2.92)	14.28 (0.33)	12.01 (0.14)	-0.676 (-0.87)	0.477 (1.72)	0.601	1.13	1.21
15 Pétrole et charbon	117.39 (2.50)	0.109 (1.64)	0.025 (0.40)	0.928 (2.00)	-115.10 (-3.65)	35.35 (0.85)	-0.652 (-0.88)	0.110 (0.65)	0.335	1.40	2.61
16 Produits chimiques	88.38 (5.40)	-0.047 (-0.40)	0.067 (1.36)	0.545 (2.12)	-57.18 (-1.74)	-18.44 (-0.59)	-0.204 (-0.27)	-0.304 (-1.16)	0.632	0.915	1.26

TABLEAU IX

Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:

Modèle international; Modèle inter-industriel, premier type; Demande sur le marché du travail: Inverse du taux de chômage

1956-1968

Industrie	C	U_t^{-1}	$(U_t^{-1})^*$	P_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	π_{it}^*	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	32.15 (1.05)	1.61 (0.21)	-2.92 (-2.33)	1.628 (3.40)	-43.40 (-1.29)	1.985 (1.67)	0.594	0.951	1.54
02 Tabac	86.22 (3.42)	104.33 (3.36)	-196.93 (-3.67)	8.814 (4.12)	-88.25 (-3.75)	2.901 (0.93)	0.218	1.70	5.68
03 Caoutchouc	178.57 (5.50)	32.34 (3.54)	-1.59 (-0.10)	-0.351 (-0.49)	-175.19 (-5.49)	0.084 (2.19)	0.603	0.83	2.29
04 Cuir	142.00 (6.32)	33.23 (6.19)	-1.81 (-0.18)	1.443 (3.57)	-214.23 (-6.36)	-0.199 (-0.39)	0.739	2.13	1.20
05 Textile	-22.97 (-1.11)	27.45 (3.45)	-27.63 (-2.41)	1.668 (3.21)	32.78 (1.16)	-0.85 (-0.21)	0.660	1.44	1.27
06 Vêtement	-5.65 (-0.18)	29.03 (3.22)	-38.49 (-3.32)	2.197 (4.85)	12.05 (0.24)	0.012 (0.03)	0.592	1.13	1.35
07 Bois	120.81 (3.95)	9.91 (0.67)	-5.92 (-0.25)	2.161 (2.16)	-143.18 (-4.05)	1.364 (2.10)	0.450	1.26	2.50
08 Papier	87.39 (3.36)	36.45 (4.67)	-19.15 (-0.74)	1.278 (1.46)	-73.59 (-3.27)	-0.801 (-0.60)	0.436	0.814	1.85
09 Imprimerie et édition	118.23 (5.70)	26.95 (4.45)	-46.06 (-3.33)	1.054 (2.87)	-91.97 (-5.65)	-0.045 (-0.07)	0.577	1.49	1.05
10 Métaux	12.68 (0.64)	7.67 (0.94)	-16.16 (-1.10)	0.463 (0.81)	-19.30 (-1.11)	3.032 (3.03)	0.623	1.38	1.34
11 Matériel de transport	115.13 (3.62)	40.32 (2.40)	-53.70 (-1.24)	2.620 (3.03)	-90.98 (-3.42)	-1.073 (-0.45)	0.240	1.53	2.74
14 Minéraux non métalliques	-29.51 (-1.18)	8.06 (1.05)	3.24 (0.18)	1.140 (1.63)	30.30 (1.24)	-0.200 (-0.36)	0.587	0.992	1.23
15 Pétrole et charbon	143.54 (3.91)	24.81 (2.26)	-32.79 (-1.00)	1.812 (1.88)	-99.24 (-3.95)	-0.435 (0.45)	0.342	1.21	2.60
16 Produits chimiques	104.28 (5.67)	5.40 (0.84)	-21.18 (-1.79)	0.995 (2.48)	-89.06 (-5.70)	-0.164 (-0.27)	0.645	1.02	1.24
17 Divers	58.32 (2.09)	6.27 (0.87)	12.64 (1.13)	0.256 (0.47)	-71.53 (-2.16)	0.166 (0.41)	0.623	1.08	1.24

TABLEAU X

Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:

Modèle international; Modèle inter-industriel, deuxième type; Demande sur le marché du travail: Inverse du taux de chômage
1956-1968

Industrie	C	U_t^{-1}	$(U_t^{-1})^*$	P_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	W_t^*	π_{it}^*	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	99.89 (2.68)	2.34 (0.33)	-34.68 (-2.13)	0.777 (1.44)	-120.44 (-2.89)	1.450 (2.81)	2.343 (2.10)	0.647	0.903	1.44
02 Tabac	85.79 (3.35)	103.84 (3.30)	-193.52 (-3.37)	9.008 (-3.56)	-88.29 (-3.71)	-0.291 (-0.18)	3.10 (0.92)	0.201	1.70	5.74
03 Caoutchouc	183.10 (5.32)	33.60 (3.48)	-7.97 (-0.37)	-0.524 (-0.63)	-179.77 (-5.30)	0.379 (0.43)	0.068 (1.23)	0.595	0.83	2.30
04 Cuir	138.54 (6.20)	34.77 (6.41)	-9.44 (-0.83)	1.129 (2.46)	-208.84 (-6.23)	0.462 (1.41)	-0.300 (-0.59)	0.745	2.16	1.19
05 Textile	-5.55 (-0.22)	27.17 (3.43)	-33.10 (-2.69)	1.350 (2.31)	7.26 (0.20)	0.550 (1.17)	0.285 (0.55)	0.662	1.38	1.27
06 Vêtement	-6.06 (-0.21)	25.19 (2.95)	-43.15 (-3.94)	1.039 (1.74)	9.61 (0.21)	1.027 (2.76)	0.413 (1.05)	0.643	1.22	1.26
07 Bois	127.41 (4.25)	12.46 (0.86)	-21.40 (-0.86)	1.181 (1.07)	-151.89 (-4.36)	1.234 (1.86)	1.410 (2.22)	0.478	1.34	2.44
08 Papier	73.31 (2.65)	37.07 (4.79)	-40.14 (-1.35)	0.922 (1.02)	-62.78 (-2.71)	0.800 (1.39)	0.039 (0.03)	0.448	0.874	1.83
09 Imprimerie et édition	142.27 (4.32)	30.78 (0.58)	-44.80 (-1.71)	1.255 (2.23)	-110.39 (-4.27)	-0.394 (-0.77)	-0.323 (-0.43)	0.573	1.54	1.05
10 Métaux	21.08 (1.08)	7.25 (0.92)	-11.26 (-0.78)	-0.429 (-0.62)	-24.11 (-1.43)	0.901 (2.09)	1.720 (1.49)	0.649	1.47	1.30
11 Matériel de transport	106.45 (3.15)	36.29 (2.06)	-44.23 (-0.98)	1.825 (1.36)	-82.38 (-2.85)	0.675 (0.75)	-1.967 (-0.75)	0.233	1.55	2.75
14 Minéraux non métalliques	-24.50 (-0.99)	9.63 (1.25)	-3.07 (-0.17)	0.629 (0.94)	25.31 (1.04)	0.493 (1.48)	-0.270 (-0.49)	0.598	1.05	1.22
15 Pétrole et charbon	142.87 (3.85)	25.03 (2.26)	-33.22 (-1.01)	1.548 (1.23)	-98.89 (-3.90)	0.245 (0.33)	-0.526 (-0.52)	0.329	1.20	2.62
16 Produits chimiques	119.31 (4.32)	3.91 (0.58)	-20.47 (-1.71)	1.304 (2.23)	-102.35 (-4.27)	-0.385 (-0.73)	0.013 (0.02)	0.641	1.02	1.24
17 Divers	58.86 (2.17)	7.95 (1.12)	2.43 (0.21)	-0.095 (-0.17)	-71.78 (-2.24)	0.671 (1.95)	-0.083 (-0.20)	0.645	1.17	1.21

TABLEAU XI

Equations générales des salaires de la main-d'oeuvre directe:

Modèle international; Modèle inter-industriel, troisième type; Demande sur le marché du travail: Inverse du taux de chômage
1956-1968

Industrie	C	U_t^{-1}	$(U_t^{-1})^*$	\dot{P}_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	$(W_i/W_T)_t^*$	π_{it}^*	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	79.41 (1.39)	1.64 (0.22)	-14.50 (-0.84)	1.810 (3.53)	-21.99 (-0.55)	-74.05 (-0.98)	2.191 (1.81)	0.594	0.955	1.54
02 Tabac	42.70 (1.63)	37.78 (10.1)	-97.77 (-1.73)	5.159 (2.33)	-174.56 (-5.26)	140.77 (3.38)	0.440 (0.15)	0.363	1.62	5.13
03 Caoutchouc	174.09 (5.36)	33.33 (3.66)	0.08 (0.01)	-0.357 (-0.50)	-169.96 (-5.32)	-1.55 (-1.27)	0.091 (2.35)	0.608	0.80	2.27
04 Cuir	105.85 (3.28)	30.85 (5.61)	-6.27 (-0.60)	1.474 (3.69)	-246.26 (-6.28)	86.79 (1.54)	-0.160 (-0.32)	0.747	2.22	1.19
05 Textile	-85.78 (-3.17)	29.56 (4.06)	-38.94 (-3.54)	1.792 (3.77)	-97.26 (-2.03)	216.67 (3.22)	-0.368 (-0.96)	0.717	1.36	1.16
06 Vêtement	-11.18 (-0.36)	30.20 (3.34)	-46.32 (-3.41)	2.427 (4.87)	-36.07 (-0.55)	57.11 (1.10)	0.173 (0.41)	0.593	1.08	1.35
07 Bois	76.23 (1.45)	5.36 (0.35)	-2.09 (-0.09)	1.808 (1.72)	-164.40 (-4.03)	72.56 (1.04)	1.421 (2.18)	0.451	1.23	2.50
08 Papier	178.56 (4.90)	43.34 (5.87)	-64.54 (-2.37)	2.639 (2.95)	-14.24 (-0.53)	-137.62 (-3.28)	0.555 (0.44)	0.535	1.18	1.68
09 Imprimerie et édition	117.64 (5.58)	27.06 (4.41)	-46.60 (-3.30)	1.026 (2.68)	-98.03 (-3.60)	6.56 (0.28)	-0.019 (-0.03)	0.568	1.48	1.06
10 Métaux	-18.53 (-0.57)	9.15 (1.11)	-26.60 (-1.56)	0.743 (1.21)	-67.64 (-1.54)	72.10 (1.20)	4.188 (3.02)	0.627	1.29	1.34
11 Matériel de transport	131.02 (3.11)	44.79 (2.41)	-60.49 (-1.34)	2.771 (3.04)	-84.71 (-2.93)	-20.34 (-0.53)	-0.860 (-0.36)	0.228	1.57	2.75
14 Minéraux non métalliques	-70.41 (-1.56)	4.66 (0.56)	5.89 (0.33)	0.727 (1.08)	-4.38 (-0.11)	73.73 (1.09)	0.165 (0.26)	0.589	0.921	1.23
15 Pétrole et charbon	113.44 (2.45)	20.66 (1.78)	-28.19 (-0.86)	1.675 (1.72)	-118.60 (-3.83)	40.04 (1.07)	-0.131 (-0.13)	0.344	1.36	2.59
16 Produits chimiques	104.25 (5.61)	4.85 (0.67)	-20.56 (-1.65)	0.982 (2.38)	-94.12 (-2.93)	5.24 (1.81)	-0.199 (-0.31)	0.637	1.01	1.25
17 Divers	-7.22 (-0.20)	1.94 (0.28)	6.72 (0.64)	0.946 (1.65)	-115.01 (-3.25)	122.12 (2.60)	0.417 (1.05)	0.665	1.34	1.17

TABLEAU XII

Equation générale des salaires de la main-d'oeuvre directe:

Modèle national; Modèle inter-industriel, premier type; Demande sur le marché du travail: Variation dans l'emploi
1956-1968

Industrie	C	\dot{E}_{it}^*	\dot{E}_{it}	\dot{P}_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	π_{it}^*	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	41.62 (2.04)	-0.690 (-2.60)	0.047 (0.62)	1.237 (4.32)	-54.95 (-2.41)	2.785 (2.93)	0.646	1.07	1.44
02 Tabac	20.44 (1.40)	-0.314 (-11.92)	-0.037 (-0.34)	2.088 (2.83)	-8.59 (-0.95)	-2.794 (-0.85)	0.753	1.63	3.20
03 Caoutchouc	109.62 (3.42)	0.165 (4.73)	-0.061 (-1.11)	0.858 (1.76)	-104.26 (-3.36)	0.047 (1.19)	0.606	0.94	2.27
04 Cuir	46.38 (1.52)	0.020 (0.31)	0.198 (1.65)	1.871 (4.17)	-74.42 (-1.72)	1.245 (1.65)	0.391	1.32	1.84
05 Textile	-37.91 (-1.82)	0.073 (2.20)	-0.144 (-1.78)	0.731 (2.16)	49.52 (1.70)	0.997 (2.45)	0.612	1.21	1.36
06 Vêtement	-41.17 (-1.84)	-0.126 (-2.39)	-0.176 (-1.22)	0.202 (0.46)	61.84 (1.78)	1.586 (3.69)	0.539	0.98	1.44
07 Bois	108.77 (3.70)	0.029 (0.61)	0.093 (2.30)	2.464 (5.00)	-128.14 (-3.74)	0.995 (2.07)	0.506	0.945	2.37
08 Papier	40.85 (1.41)	0.169 (0.76)	0.180 (1.68)	1.074 (3.12)	-36.00 (-1.50)	0.664 (0.95)	0.234	0.681	2.12
09 Imprimerie et édition	59.98 (3.12)	0.033 (0.31)	0.087 (1.21)	0.649 (2.34)	-44.48 (-3.01)	-0.648 (-1.62)	0.421	1.13	1.23
10 Métaux	-3.25 (-0.18)	0.087 (2.90)	0.017 (0.24)	0.726 (1.33)	-5.24 (-0.34)	2.480 (4.63)	0.673	1.41	1.25
11 Matériel de transport	96.13 (3.82)	0.170 (4.55)	-0.033 (-0.51)	1.954 (3.93)	-77.29 (-3.86)	-0.878 (-0.94)	0.430	1.48	2.37
14 Minéraux non métalliques	-26.23 (-1.14)	0.111 (2.25)	-0.034 (-1.11)	1.362 (5.48)	27.67 (1.26)	-0.035 (-0.11)	0.591	1.04	1.23
15 Pétrole et charbon	141.62 (4.11)	0.118 (1.89)	0.032 (0.55)	0.924 (2.02)	-96.30 (-4.07)	-0.986 (-1.62)	0.350	1.27	2.58
16 Produits chimiques	77.99 (5.83)	0.001 (0.01)	0.054 (1.26)	0.513 (2.01)	-67.46 (-5.85)	-0.122 (-0.18)	0.635	0.859	1.25
17 Divers	94.73 (4.84)	-0.125 (-3.23)	-0.111 (-2.91)	1.141 (3.78)	-106.25 (-4.64)	-1.019 (-2.53)	0.678	1.15	1.15

TABLEAU XIII

Equation générale des salaires de la main-d'oeuvre directe:

Modèle national; Modèle inter-industriel, deuxième type; Demande sur le marché du travail: Variation dans l'emploi

1956-1968

Industrie	C	\dot{E}_{it}^*	\dot{E}_{it}	\dot{P}_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	\dot{W}_t^*	π_{it}^*	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	40.19 (1.99)	-0.607 (-2.09)	0.037 (0.48)	0.921 (1.76)	-54.07 (-2.36)	0.262 (0.72)	2.772 (2.90)	0.642	1.06	1.45
02 Tabac	21.93 (1.42)	-0.313 (-11.59)	-0.046 (-0.40)	2.483 (1.72)	-9.60 (-0.99)	-0.272 (-0.32)	-2.795 (-0.84)	0.748	1.60	3.23
03 Caoutchouc	142.92 (4.61)	0.193 (5.83)	-0.035 (-0.68)	-1.067 (-1.43)	-140.82 (-4.62)	1.883 (3.20)	-0.016 (-0.39)	0.672	1.25	2.07
04 Cuir	60.05 (1.88)	0.003 (0.04)	0.151 (1.22)	1.034 (1.35)	-95.34 (-2.09)	0.615 (1.34)	1.132 (1.50)	0.401	1.22	1.82
05 Textile	-11.98 (-0.52)	0.095 (2.83)	-0.127 (-1.62)	-0.062 (-0.13)	9.92 (0.30)	0.869 (2.20)	0.505 (3.32)	0.642	1.20	1.30
06 Vêtement	-24.22 (-1.09)	-0.122 (-2.46)	-0.261 (-1.85)	-1.44 (-1.70)	30.76 (0.88)	0.981 (2.55)	2.047 (4.60)	0.588	1.10	1.36
07 Bois	114.09 (3.98)	-0.003 (-0.06)	0.097 (2.46)	0.829 (0.84)	-137.32 (-4.08)	1.113 (1.90)	1.307 (2.64)	0.532	1.01	2.31
08 Papier	8.67 (0.29)	0.325 (1.48)	0.198 (1.95)	-0.851 (-1.03)	-8.99 (-0.36)	1.460 (2.54)	0.109 (0.16)	0.333	0.98	2.01
09 Imprimerie et édition	48.84 (1.91)	0.026 (0.24)	0.068 (0.85)	0.397 (0.77)	-36.56 (-1.81)	0.267 (0.58)	-0.670 (-1.65)	0.412	1.15	1.24
10 Métaux	10.22 (0.54)	0.077 (2.58)	-0.014 (-0.19)	-0.202 (-0.27)	-15.29 (-0.96)	0.753 (1.80)	1.746 (2.63)	0.688	1.50	1.22
11 Matériel de transport	95.52 (3.76)	0.161 (3.94)	-0.013 (-0.17)	1.439 (1.47)	-75.87 (-3.74)	0.497 (0.61)	-1.384 (-1.10)	0.422	1.49	2.38
14 Minéraux non métalliques	20.16 (-0.90)	0.121 (2.51)	-0.026 (-0.85)	0.652 (1.49)	22.00 (1.02)	0.620 (1.94)	-0.355 (-0.97)	0.614	1.07	1.90
15 Pétrole et charbon	141.06 (4.04)	0.118 (1.88)	0.031 (0.53)	0.738 (0.78)	-95.98 (-4.01)	0.166 (0.23)	-1.051 (-1.55)	0.337	1.27	2.61
16 Produits chimiques	85.89 (3.97)	-0.012 (-0.10)	0.056 (1.28)	0.729 (1.39)	-74.59 (-3.91)	-0.244 (-0.47)	-0.008 (-0.01)	0.629	0.842	1.26
17 Divers	104.57 (5.85)	-0.098 (-2.73)	-0.118 (-3.41)	0.013 (0.03)	-119.97 (-5.70)	0.847 (3.40)	-1.065 (-2.94)	0.738	1.45	1.04

TABLEAU XIV

Equation générale des salaires de la main-d'oeuvre directe:

Modèle national; Modèle inter-industriel, troisième type; Demande sur le marché du travail: Variation dans l'emploi
1956-1968

Industrie	C	\dot{E}_{it}^*	\dot{E}_{it}	P_t^*	$(W_i/W_T)_{t-1}$	$(W_i/W_T)_t^*$	π_{it}^*	\bar{R}^2	D.W.	S.E.
01 Aliments et boissons	35.58 (1.47)	-0.744 (-2.56)	0.049 (0.65)	1.278 (4.24)	-71.84 (-1.72)	23.98 (0.48)	2.786 (2.90)	0.640	1.07	1.45
02 Tabac	18.23 (1.36)	-0.276 (-10.12)	-0.066 (-0.65)	2.004 (2.95)	-68.91 (-3.23)	67.62 (3.08)	-3.857 (-1.27)	0.791	1.56	2.94
03 Caoutchouc	113.03 (3.50)	0.174 (4.79)	-0.078 (-1.34)	0.725 (1.43)	-108.37 (-3.45)	1.18 (0.91)	0.039 (0.96)	0.604	1.01	2.28
04 Cuir	-10.08 (-0.34)	-0.023 (-0.40)	0.154 (1.48)	1.449 (3.63)	-246.38 (-4.40)	257.27 (4.11)	1.045 (1.59)	0.547	1.35	1.59
05 Textile	-103.06 (-3.52)	0.084 (2.71)	-0.059 (-0.73)	0.569 (1.79)	-74.53 (-1.49)	212.66 (2.96)	0.559 (1.30)	0.418	1.48	2.39
06 Vêtement	-41.34 (-1.82)	-0.126 (-2.36)	-0.171 (-1.06)	0.212 (0.46)	66.40 (1.03)	-4.18 (-0.08)	1.558 (2.85)	0.529	0.98	1.45
07 Bois	39.51 (0.70)	0.073 (1.30)	0.072 (1.70)	2.254 (4.44)	157.38 (-3.99)	108.77 (1.44)	0.860 (1.78)	0.517	1.00	2.34
08 Papier	95.12 (2.59)	0.074 (0.34)	0.248 (2.32)	1.062 (3.22)	21.49 (0.63)	-103.25 (-2.26)	0.462 (0.69)	0.315	0.952	2.04
09 Imprimerie et édition	62.58 (3.09)	0.044 (0.40)	0.089 (1.23)	0.718 (2.25)	-33.77 (-1.20)	-12.85 (-0.45)	-0.680 (-1.66)	0.411	1.20	1.24
10 Métaux	-28.37 (-1.04)	0.095 (3.11)	0.013 (0.18)	0.866 (1.56)	-43.47 (-1.24)	58.20 (1.21)	2.924 (4.51)	0.676	1.32	1.25
11 Matériel de transport	97.23 (2.78)	0.170 (4.48)	-0.031 (-0.42)	1.954 (3.89)	-76.76 (-3.30)	-1.463 (-0.05)	-0.876 (-0.92)	0.418	1.48	2.39
14 Minéraux non métalliques	-49.41 (-0.92)	0.088 (1.26)	-0.029 (-0.89)	1.202 (2.89)	9.22 (0.21)	40.37 (0.48)	0.202 (0.34)	0.584	0.994	1.24
15 Pétrole et charbon	118.01 (2.53)	0.104 (1.59)	0.018 (0.29)	0.914 (1.99)	-110.99 (-3.61)	30.64 (0.76)	-0.680 (-0.93)	0.344	1.40	2.59
16 Produits chimiques	77.59 (5.74)	-0.002 (-0.02)	0.065 (1.32)	0.512 (1.99)	-53.26 (-1.63)	-14.47 (-0.46)	0.002 (0.03)	0.629	0.861	1.26
17 Divers	16.54 (0.51)	-0.037 (-0.78)	-0.112 (-3.17)	1.252 (4.43)	-145.11 (-5.79)	128.20 (2.91)	-0.112 (-0.23)	0.723	1.55	1.07

TABLEAU XV

Validité de l'ajustement des divers modèles

Industrie	Modèles généraux préférés avec variables indépendantes pondérées en fonction des conventions collectives						Modèles standard	
	Demande sur le marché du travail: U^{-1}			Demande sur le marché du travail: E_i			National ^a	International ^b
	Type de ^c marché	Type inter-ind.	\bar{R}^2 D.W.	Type de marché	Type inter-ind.	\bar{R}^2 D.W.	\bar{R}^2 D.W.	\bar{R}^2 D.W.
Aliments et boissons	I	2	0.680 1.08	I	3	0.652 1.08	0.280 0.79	0.348 0.84
Tabac	D	3	0.363 1.62	D	3	0.791 1.56	-0.034 1.68	0.000 1.69
Caoutchouc	D	3	0.608 0.80	D	2	0.672 1.25	0.560 0.77	0.552 0.78
Cuir	D	1	0.739 2.13	D	3	0.547 1.35	0.659 1.64	0.685 1.57
Textile	I	3	0.752 1.54	I	3	0.716 1.58	0.627 1.39	0.633 1.46
Vêtement	D	2	0.643 1.22	D	2	0.588 1.10	0.631 0.92	0.473 1.24
Bois	D	2	0.478 1.34	D	2	0.532 1.01	0.449 0.50	0.525 1.45
Papier	I	3	0.540 1.24	D	2	0.333 0.97	0.401 0.84	0.388 0.83
Imprimerie et édition	I	3	0.573 1.46	I		0.530 1.39	0.352 0.92	0.365 1.02
Métaux	I	2	0.704 1.80	I	3	0.724 1.73	0.483 1.03	0.478 1.12
Matériel de transport	I	1	0.242 1.59	I	3	0.437 1.56	0.091 1.47	0.078 1.50
Minéraux non métalliques	I	2	0.594 1.06	I	2	0.615 1.12	0.524 1.35	0.546 1.41
Pétrole et charbon	D	3	0.344 1.36	D	1	0.350 1.27	0.268 1.12	0.253 1.11
Produits chimiques	D	1	0.645 1.02	D	1	0.635 0.86	0.609 1.03	0.603 1.02
Divers	D	3	0.665 1.34	D	2	0.738 1.45	0.573 1.02	N.A.

^aVoici le modèle en question:

$$\dot{W}_{it} = a_0 + a_1 U_t^{-1} + a_2 \dot{p}_t + a_3 \dot{p}_{t-1} + a_4 \pi_{it} + a_5 (W_i/W_T)_{t-1}$$

^bComme ci-dessus, avec, comme variable explicative supplémentaire, la fluctuation des salaires aux Etats-Unis.

^cI = international; D = national ("domestic" en anglais).

TABLEAU XVI
Equations préférées des variations de salaires de la main-d'oeuvre directe
Modèles basés sur les conventions collectives
1956-1968

Industrie	C	Demande sur le marché du travail	Prix à la consommation ^b	Répercussions inter-industrielles	Profits	Variations salariales aux E.-U.	\bar{R}^2 D.W. ^c	S.E.	
Aliments ^a et boissons	23.17 (1.15)	5.27 ($U_t^{-1} - U_t^{-1*}$) (0.78)	1.000 (c)	-41.14 (W_i/W_T) _{t-1} + (-1.86)	0.285 \dot{W}_t^* (1.25)	3.225 π_{it}^* (2.63)	0.501 ($\dot{W}_{us_{it}}$) [*] (1.84)	0.359 1.06	1.45
Tabac	2.25 (0.29)	-0.272 \dot{E}_{it} (-10.01)	1.000 \dot{P}_t^* (c)	-65.91 (W_i/W_T) _{t-1} + (-3.10)	68.65 (W_i/W_T) _t [*] (3.16)			0.779 1.49	7.96
Caoutchouc	129.23 (4.86)	0.187 ($\dot{E}_{it} - \dot{E}_{it}^*$) + 0.166 \dot{E}_{it}^* (5.86) (2.98)		-126.72 (W_i/W_T) _{t-1} + (-4.90)	1.206 \dot{W}_t^* (3.895)			0.671 1.19	2.07
Cuir	146.71 (7.00)	30.42 ($U_t^{-1} - U_t^{-1*}$) + 38.07 U_t^{-1*} (6.84) (7.64)	1.000 \dot{P}_t^* (c)	-223.03 (W_i/W_T) _{t-1} (-7.02)				0.640 2.00	1.20
Textile ^a	-46.67 (-1.41)	0.067 ($\dot{E}_{it} - \dot{E}_{it}^*$) (2.26)	0.263 \dot{P}_t^* (0.87)	-104.85 (W_i/W_T) _{t-1} + (-2.32)	164.62 (W_i/W_T) _t [*] (2.64)	0.107 π_{it}^* (2.99)	0.495 ($\dot{W}_{us_{it}}$) [*] (2.65)	0.712 1.43	1.17
Vêtement	29.88 (1.27)	28.65 ($U_t^{-1} - U_t^{-1*}$) (3.32)	1.019 \dot{P}_t^* (1.65)	-48.78 (W_i/W_T) _{t-1} + (-1.33)	0.759 \dot{W}_t^* (2.11)	0.655 π_{it}^* (0.68)		0.618 1.03	1.31
Bois	113.80 (4.06)	0.096 \dot{E}_{it} (2.50)	0.860 \dot{P}_t^* (1.03)	-136.97 (W_i/W_T) _{t-1} + (-4.17)	1.101 \dot{W}_t^* (2.02)	1.296 π_{it}^* (2.02)		0.542 1.01	2.28
Papier	104.55 (3.14)	37.99 ($U_t^{-1} - U_t^{-1*}$) + 3.41 U_t^{-1*} (5.02) (0.51)	1.000 \dot{P}_t^* (c)		-89.12 (W_i/W_T) _t [*] (-3.16)		0.409 ($\dot{W}_{us_{it}}$) [*] (1.20)	0.421 1.12	1.73
Imprimerie et édition	23.90 (1.38)	6.08 ($U_t^{-1} - U_t^{-1*}$) (1.72)		-76.05 (W_i/W_T) _{t-1} + (-3.89)	50.01 (W_i/W_T) _t [*] (2.40)		0.942 ($\dot{W}_{us_{it}}$) [*] (3.39)	0.553 1.34	1.08

TABLEAU XVI (suite)

Industrie	C	Demande sur le marché du travail	Prix à la consommation ^b		Répercussions inter-industrielles	Profits	Variations salariales aux E.-U.	\hat{R}^2 D.W. ^c	S.E.	
Métaux ^a	6.19 (0.22)	0.070 ($\dot{E}_{it} - \dot{E}_{it}^*$) + (2.39)	0.205 \dot{E}_{it}^* (2.60)	0.835 \dot{P}_t^* (1.63)	-69.42 (W_i/W_T) _{t-1} + (-2.07)	54.11 (W_i/W_T) _t [*] (1.22)	0.217 π_{it}^* (3.35)	0.747 ($W_{us_{it}}$) [*] (2.97)	0.724 1.73	1.15
Matériel de transport	78.49 (3.43)	0.152 ($\dot{E}_{it} - \dot{E}_{it}^*$) + (4.63)	0.222 \dot{E}_{it}^* (3.46)	1.000 \dot{P}_t^* (c)	-65.65 (W_i/W_T) _{t-1}			0.414 ($W_{us_{it}}$) [*] (1.90)	0.365 1.52	2.35
Minéraux non métalliques	-28.50 (-1.56)		0.105 \dot{E}_{it}^* (2.32)	0.751 \dot{P}_t^* (1.76)	28.53 (W_i/W_T) _{t-1} + (1.59)	0.526 \dot{W}_t^* (1.90)			0.618 1.02	1.18
Pétrole et charbon	102.88 (4.09)	0.019 ($\dot{E}_{it} - \dot{E}_{it}^*$) + (0.33)	0.124 \dot{E}_{it}^* (1.99)	0.577 \dot{P}_t^* (1.40)	-70.92 (-3.94)				0.328 1.23	2.62
Produits chimiques	77.99 (6.63)	0.052 \dot{E}_{it} (1.58)		0.487 \dot{P}_t^* (2.22)	-67.91 (W_i/W_T) _{t-1}				0.650 0.86	1.23
Divers	-7.22 (-1.20)	1.94 ($U_t^{-1} - U_t^{-1*}$) + (0.28)	8.62 U_t^{-1*} (1.23)	0.946 \dot{P}_t^* (1.64)	-115.02 (W_i/W_T) _{t-1} + (-3.25)	122.11 (W_i/W_T) _t [*] (2.60)	0.417 π_{it}^* (1.05)	N.A.	0.665 1.33	1.17
Aliments et boissons	23.94 (1.20)			1.000 \dot{P}_t^* (c)	-42.68 (W_i/W_T) _{t-1} + (-1.94)	0.216 \dot{W}_t^* (1.03)	3.497 π_{it}^* (2.99)	0.454 ($W_{us_{it}}$) [*] (1.72)	0.364 1.03	1.44
Textile	-0.018 (-0.01)	22.82 ($U_t^{-1} - U_t^{-1*}$) (3.27)		1.080 \dot{P}_t^* (2.93)			0.295 π_{it}^* (0.87)	0.452 ($W_{us_{it}}$) [*] (3.25)	0.720 1.56	1.15
Métaux	37.37 (1.89)	12.05 ($U_t^{-1} - U_t^{-1*}$) (2.21)			-77.68 (W_i/W_T) _{t-1} + (-2.25)	36.04 (W_i/W_T) _t [*] (0.81)	2.377 π_{it}^* (4.28)	0.820 (3.56)	0.700 1.73	1.20

^a Voir en page suivante un autre modèle pour cette industrie.

^b La mention (c) signifie que la valeur du coefficient correspondant a été réduite.

^c Dans le cas des modèles dont le coefficient de variation des prix a été réduit à l'unité, \hat{R}^2 est destiné à une équation de prévision des variations réelles de salaires, et ne se compare pas avec le coefficient \hat{R}^2 des autres équations. L'erreur type d'estimation est comparable, bien sûr, dans les différents modèles.

N.A. = données non-accessibles pour la variable indépendante.

TABLEAU XVII
Ensemble du secteur manufacturier: Equations des salaires de la main-d'oeuvre directe
avec les diverses variables d'impôt possibles

Equation	Constante	\dot{E}_t	E_t^*	π_t^*	$(Wus_t)^*$	$\left[\frac{\dot{P}(1-a)}{1-m}\right]_t^*$	$\left[\frac{m}{X} \frac{-m-1}{1-m-1}\right]_t^*$	$\left[\frac{a}{X} \frac{-a-1}{1-a-1}\right]_t^*$	$\left[\frac{a}{1-a}\right]_t^*$	$\left[\frac{-m}{1-m}\right]_t^*$	$\bar{R}^2/D.W.$	S.E.
1	-4.36 (-2.02)	0.088 (2.49)	0.276 (2.85)	0.867 (1.23)	0.513 (2.03)	1.211 (5.19)		-193.83 (-2.14)			0.674 1.42	1.08
2	-6.37 (-2.70)	0.0833 (2.86)	0.236 (2.39)	1.611 (2.12)	0.267 (1.02)	0.864 (4.20)	105.76 (1.90)				0.669 1.50	1.09
3	-11.90 (-4.01)	0.036 (1.02)	0.150 (1.55)	1.631 (2.41)	0.569 (2.39)	-0.071 (-0.19)			64.24 (3.38)		0.714 1.68	1.01
4	-18.08 (-4.68)	0.031 (0.92)	0.146 (1.58)	2.483 (3.44)	0.071 (0.29)	0.210 (0.82)				46.74 (4.04)	0.737 1.66	0.97
5	-13.90 (-5.31)	0.037 (1.23)	0.131 (1.56)	1.527 (2.60)	0.785 (3.68)	0.016 (0.05)		-307.42 (-3.97)	84.81 (4.90)		0.784 1.94	0.88
6	-18.96 (-5.00)	0.037 (1.13)	0.127 (1.41)	2.882 (3.92)	-0.031 (-0.13)	0.172 (0.69)	87.11 (1.84)			44.66 (3.94)	0.750 1.79	1.95
7	-6.01 (-2.62)	0.092 (2.67)	0.249 (2.60)	1.392 (1.87)	0.376 (1.46)	1.113 (4.76)	96.33 (1.82)	-179.46 (-2.02)			0.690 1.52	1.05
8	-12.46 (-4.21)	0.043 (1.23)	0.141 (1.47)	1.962 (2.76)	0.457 (1.84)	-0.036 (-0.10)	72.33 (1.41)		58.36 (3.03)		0.720 1.74	1.00
$(U_t^{-1} - U_t^{-1*})$												
9	-1.94 (-1.02)	31.29 (6.34)		0.407 (0.69)	0.497 (2.54)	1.467 (6.74)		-118.89 (-1.50)			0.745 1.39	0.96
10	-3.38 (-1.65)	30.19 (6.10)		0.883 (1.39)	0.360 (1.70)	1.237 (6.24)	80.95 (1.72)				0.749 1.45	0.95
11	-8.70 (-3.43)	23.22 (4.63)		0.951 (1.73)	0.675 (3.64)	0.395 (1.26)			54.10 (3.58)		0.791 1.78	0.87

TABLEAU XVII (Suite)

12	-13.79 -3.98	21.65 (4.29)	1.719 (2.80)	0.235 (1.29)	0.623 (2.51)			38.21 (3.89)	0.799 1.74	0.85
13	-11.04 (-4.73)	19.91 (4.40)	1.002 (2.06)	0.828 (4.89)	0.361 (1.31)		-254.46 (-3.71)	74.63 (5.16)	0.836 2.09	0.77
14	-14.71 (-4.29)	20.81 (4.20)	2.057 (3.26)	0.149 (0.80)	0.568 (2.31)	72.11 (1.74)			0.808 1.86	0.83
15	-3.21 (-1.58)	30.18 (6.16)	0.799 (1.27)	0.398 (1.97)	1.378 (6.24)	75.71 (1.62)	-108.78 (-1.39)		0.754 1.45	0.94
16	-9.23 (-3.62)	22.89 (4.59)	1.209 (2.08)	0.591 (3.02)	0.395 (1.27)	56.35 (1.30)		50.74 (3.34)	0.794 1.83	0.86

TABLEAU XVIII

Salaires de la main-d'oeuvre directe dans l'ensemble du secteur manufacturier: Equations choisies,
avec variables échelonnées selon l'impôt ^a

Equation	Constante	$(\dot{V}E_t)^*$	$(U_t^{-1} - U_t^{-1*})$	$(V\pi_t)^*$	$(V \dot{W}us_t)^*$	$(\dot{V}P)^*$	$\left[\frac{m_x - m - 1}{1 - m - 1} \right]_t^*$	$\left[\frac{a_x - a - 1}{1 - a - 1} \right]_t^*$	$\left[\frac{a}{1 - a} \right]_t^*$	$\bar{R}^2/D.W.$	S.E.
1	-6.95 (-2.84)		22.42 (4.95)	0.542 (1.08)	0.760 (4.24)	0.356 (1.23)			48.78 (3.56)	0.814 1.82	0.82
2	-7.30 (-2.40)	0.261 (3.25)		0.445 (0.69)	0.864 (3.88)	0.168 (0.50)			47.72 (2.75)	0.768 1.64	0.91
3	-2.45 (-1.23)		30.44 (7.95)	0.460 (0.84)	0.564 (2.95)	1.274 (6.53)	91.12 (2.15)	-78.48 (-1.22)		0.787 1.65	0.87
4	-2.64 (-1.29)	0.411 (7.04)		0.076 (0.13)	0.846 (3.82)	1.060 (5.54)	105.04 (2.40)	-127.15 (-1.93)		0.774 1.57	0.90
5	-2.23 (-1.13)	0.177 (1.50)	19.25 (2.28)	0.185 (0.33)	0.729 (3.34)	1.192 (6.21)	96.70 (2.30)	-95.70 (-1.48)		0.793 1.68	0.86

^a V devant une variable signifie qu'elle a été ajustée par le facteur $\left[\frac{1-a}{1-m} \right]$.

Chapitre quatre

LA PRODUCTIVITE DE LA MAIN-D'OEUVRE DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE CANADIENNE

INTRODUCTION

Le présent chapitre portera sur les résultats empiriques des équations de productivité estimées pour l'ensemble de l'industrie manufacturière canadienne. Ces équations ont été estimées pour l'ensemble du secteur manufacturier aussi bien que pour chacune des industries appartenant aux groupes principaux. Tel qu'indiqué au chapitre deux, le but de cette partie de notre travail empirique était de dériver les estimations de la productivité normale de la main-d'oeuvre, dont nous nous servions comme intrants dans le calcul des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre pour les équations des prix. Afin d'en arriver à préciser les tendances profondes à long terme de la productivité, nous avons dû cependant ajuster le calcul des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre en fonction des mouvements cycliques et erratiques de courte durée de la productivité.

Les deux équations suivantes déterminent, à partir de l'analyse théorique du chapitre deux, le facteur de la productivité de la main-d'oeuvre:

$$\ln \left[\frac{M_t}{C_t} \right] = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta \ln \left[\frac{Q_t^p}{Q_t} \right] + \gamma \ln \left[\frac{Q_t}{Q_t^p} \right] \quad (1)$$

et,

$$\begin{aligned} \frac{M_t}{C_t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + (\beta_0 + \beta_1 t) \left[\frac{Q_t^p - C_t}{C_t} \right] \\ + (\gamma_0 + \gamma_1 t) \left[\frac{Q_t - Q_t^p}{C_t} \right] \end{aligned} \quad (2)$$

où M_t = les heures-hommes à l'époque t

C_t = la capacité de production (exprimée en unités de production) à l'époque t

Q_t^p = la production prévue à l'époque t

Q_t = la production réelle à l'époque t

Ces équations correspondent aux ajustements logarithmiques et linéaires à court terme des heures-hommes face aux variations de la production (voir, par exemple, les équations (30) et (31) du chapitre deux).

Nous avons fait l'application de ces équations à l'estimation des besoins unitaires de plusieurs sortes de facteurs main-d'oeuvre. L'emploi global peut se diviser en emploi de la main-d'oeuvre directe, et en emploi de la main-d'oeuvre indirecte; nous pouvons aussi diviser le total de la moyenne d'heures hebdomadaires de travail de la main-d'oeuvre directe en heures régulières ou normales, et en heures supplémentaires. Il nous a donc été possible d'estimer les fonctions d'heures-hommes pour les six catégories suivantes de travailleurs:

- (i) main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail;
- (ii) main-d'oeuvre directe, heures régulières;
- (iii) heures supplémentaires;
- (iv) main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail;

- (v) ensemble des travailleurs, total des heures-hommes;
- (vi) ensemble des travailleurs, total des heures régulières.

Les définitions précises de ces diverses catégories d'heures-hommes seront données dans la deuxième section ci-après. Nous serons sans doute dans l'obligation de faire la part des heures supplémentaires de la main-d'oeuvre directe, puisque nous n'avons aucune donnée sur la moyenne des heures hebdomadaires de la main-d'oeuvre indirecte. Cependant, puisque la majorité des travailleurs de la main-d'oeuvre indirecte sont rémunérés sous forme de traitement annuel, cette omission n'aura aucune importance. Les six catégories mentionnées ci-dessus épuisent donc toutes les combinaisons possibles des deux catégories de main-d'oeuvre, de même que de leurs totaux, divisés en heures régulières et en heures supplémentaires. A remarquer qu'on peut considérer comme fonction d'emploi une équation qui prévoirait (vi), le total des heures régulières pour tous les travailleurs.

Signalons cependant que les estimations du coût unitaire normal de la main-d'oeuvre utilisées dans les équations des prix sont basées sur les équations de productivité estimées pour le total des heures-hommes (soit l'équation (v) ci-dessus). A cause de leur valeur intrinsèque, nous avons inclu dans ce calcul les fonctions d'heures-hommes estimées pour les autres catégories de la main-d'oeuvre. Tel que souligné au chapitre deux, la fonction de productivité est importante en soi, car elle nous permet de déterminer les augmentations salariales que l'on peut accorder sans que l'économie ne connaisse de poussée inflationniste; elle est ainsi de première importance dans la mise en application de directives sur les salaires et les prix. Si les salaires augmentent au même rythme que la productivité nationale (toutes choses étant égales par ailleurs), les industries dont la productivité s'accroît plus rapidement que la moyenne nationale devraient réduire leurs prix, tandis que celles soumises au phénomène inverse devraient hausser leurs prix.

La version logarithmique et la version linéaire des fonctions de productivité ont été ajustées à ces six catégories de main-d'oeuvre, dans le cas de chaque industrie majeure de même que pour l'ensemble du secteur manufacturier. Quoique les résultats pour ces deux sortes d'équations aient été

semblables, nous ne présenterons dans ce chapitre que les équations logarithmiques, puisqu'elles révèlent mieux les tendances générales ainsi que les élasticités. Dans les cas où nous ne pouvons nous servir d'équations logarithmiques ¹, nous avons adopté des équations linéaires; la substitution, lorsqu'elle surviendra, sera clairement indiquée.

Enfin, rappelons que notre analyse théorique suggérait que certaines contraintes devraient être satisfaites par les coefficients β , γ de l'équation (1) (ou, selon le cas, de l'équation (2)). Dans le cas des heures régulières de la main-d'oeuvre directe, nous avons avancé que β devrait être plus grand que γ ($\beta > \gamma$), puisque les entreprises ont une plus grande liberté d'action dans l'embauchage d'ouvriers sur une période plus longue d'ajustement. En deuxième lieu, on s'attendrait à ce que cette inégalité soit renversée pour ceux qui font des heures supplémentaires. En effet, l'ajustement en courte période du facteur main-d'oeuvre aux fluctuations de la production consiste en grande partie à modifier le nombre d'heures de travail supplémentaire. Comme le travail supplémentaire coûte plus cher à la longue, l'entreprise s'adaptera aux hausses permanentes de la production

¹ Dans le cas de trois industries, nous avons dû utiliser l'équation linéaire pour les heures supplémentaires. Ayant en effet défini le travail supplémentaire comme étant la moyenne hebdomadaire des heures de travail rémunérées en sus de 37 heures et demie, nous avons donc obtenu pour les industries où la semaine de travail (pour la main-d'oeuvre directe) était plus courte, une somme négative des heures supplémentaires pour laquelle il n'existe bien entendu aucun logarithme. La seconde exception du genre concerne la main-d'oeuvre indirecte, et est due à peu près aux mêmes facteurs. Pour la main-d'oeuvre indirecte, l'emploi est une donnée résiduelle que l'on obtient en soustrayant l'emploi de la main-d'oeuvre directe de l'emploi global. Pour des raisons statistiques (découlant surtout de notre technique d'ajustement saisonnier), cette façon de procéder nous a donné des estimations négatives de la main-d'oeuvre indirecte, et ce, dans les deux industries où ces travailleurs sont relativement peu nombreux. C'est ainsi que nous avons présenté les équations linéaires des types correspondants de main-d'oeuvre pour les industries où l'on rencontrait de tels problèmes.

soit en augmentant le nombre de ses employés à salaire régulier, soit par une utilisation différente de son capital. En troisième lieu, puisqu'il est coutume d'embaucher la main-d'oeuvre indirecte pour une période de temps plus longue, nous pourrions nous attendre à ce que ce genre d'emploi (et donc les heures-hommes de travail) soit relativement insensible aux fluctuations temporaires de la production -- c'est-à-dire que $\gamma \approx 0$. Nous avons fait nôtre cette hypothèse pour les équations des industries, étant donné que certaines régressions pour l'ensemble de l'industrie manufacturière avaient confirmé ces résultats. De plus, puisque la main-d'oeuvre directe est la plus importante en nombre, et qu'il y a plus d'heures régulières que d'heures supplémentaires de travail, l'inégalité $\beta > \gamma$ devrait s'appliquer aussi à l'ensemble des travailleurs. De toute évidence, ces inégalités anticipées sont vérifiables empiriquement, et fournissent en même temps un jeu de tests de validité pour notre modèle théorique.

LES VARIABLES

On trouvera en annexe une description complète des données, de leur provenance et de leur mode d'élaboration ². On se contentera ici de décrire les variables de façon à rendre les résultats empiriques compréhensibles.

Heures-hommes

Nous avons pu obtenir des données directes pour l'emploi global (L), l'emploi de la main-d'oeuvre directe (L_1) et l'emploi de la main-d'oeuvre indirecte (L_2), de même que certaines données sur la moyenne des heures hebdomadaires (MHH)* de la main-d'oeuvre directe. Nous avons posé la semaine normale de travail comme étant de 37 heures et demie (37.5) pour la main-d'oeuvre directe, et de 40 heures pour la main-d'oeuvre indirecte. A cause d'une insuffisance des données, nous avons dû supposer que les travailleurs de la

² Voir l'annexe, section 2, et section 6.

* Le sigle anglais AWH (Average Weekly Hours) sera conservé dans les équations.

main-d'oeuvre indirecte faisaient des heures supplémentaires, dont le total pourrait s'obtenir en soustrayant 37.5 de la MHH. C'est à partir de ces données, que nous avons fait le calcul suivant pour les composantes des heures-hommes:

Main-d'oeuvre directe - nombre total d'heures de travail (M_1):

$$M_1 = L_1 \cdot AWH \cdot 52$$

Main-d'oeuvre directe - heures régulières (M_2):

$$M_2 = L_1 \cdot 37\frac{1}{2} \cdot 52$$

Main-d'oeuvre directe - heures supplémentaires (M_3):

$$M_3 = L_1 \cdot (AWH - 37\frac{1}{2})$$

Main-d'oeuvre indirecte - heures de travail (M_4):

$$M_4 = L_2 \cdot 40 \cdot 52$$

Total d'heures de travail pour l'ensemble des travailleurs (M_5):

$$M_5 = L \cdot AWH \cdot 52$$

Total d'heures régulières pour l'ensemble des travailleurs (M_6):

$$M_6 = L \cdot 40 \cdot 52$$

Production réelle

L'indice de production industrielle (IPI) a permis de mesurer la production réelle (Q_t) pour chaque industrie pertinente.

Capacité de production

A partir de la méthode des Indices de l'Ecole Wharton, élaborée pour les Etats-Unis (voir Klein et Summers (1966)), nous avons bâti notre propre indice de la capacité de production, en utilisant les mêmes unités que l'Indice de production. Cette méthode sera décrite en détail dans la section 6 de l'annexe.

Production prévue

La production prévue se définit comme étant une moyenne mobile de la production au cours des trois périodes antérieures, avec pondération dans la proportion de 3:2:1. Ainsi,

$$Q_t^p = \frac{1}{6} (3Q_{t-1} + 2Q_{t-2} + Q_{t-3}) .$$

Il s'agit évidemment d'un système de pondération arbitraire. Nous avons toutefois mis à l'essai, pour le secteur manufacturier dans son ensemble, les autres méthodes de pondération possibles, sans que leurs résultats ne soient supérieurs à ceux de la méthode que nous avons choisie. Une autre raison de notre choix était aussi que notre méthode avait connu assez de succès dans l'étude de Wilson-Eckstein (1964).

RESULTATS DES RECHERCHES EMPIRIQUES

Les équations (1) et (2) ont été estimées pour les six composantes des heures-hommes, telles que définies dans la section précédente. Soulignons une fois de plus que nous n'avons présenté que les équations logarithmiques, sauf dans le cas de certaines équations au niveau des industries (pour les heures de travail supplémentaire et pour les heures-hommes de la main-d'oeuvre indirecte) où, pour les raisons pré-citées, la formulation linéaire s'est avérée nettement supérieure. Nous avons colligé au tableau XIV les résultats des régressions; chaque équation linéaire a été soulignée par un astérisque.

Les équations ont d'abord été estimées selon la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, vu la forte autocorrélation des résidus ³, nous les avons estimées de

³ Dans cette situation, nous ne pouvons nous étonner de la forte autocorrélation entre les équations structurelles. Nous avons posé comme postulat que tout changement d'ordre technique pourrait être traduit approximativement par une tendance générale régulière. Puisqu'il est improbable qu'il en soit ainsi, on peut s'attendre à ce que l'oscillation des changements techniques autour de leur tendance se révèle à travers les résidus en corrélation sérielle.

nouveau en ayant recours à une transformation Hildreth-Lu (1960). \bar{R}^2 indique que le coefficient de détermination a été corrigé en fonction des degrés de liberté pour les variables transformées, tandis que les chiffres entre parenthèses sous \bar{R}^2 sont les R^2 pour les variables initiales. DW et ρ sont, respectivement, la statistique Durbin-Watson et l'estimation du paramètre d'autorégression. Tel qu'indiqué au tableau, la période exacte d'estimation varie d'une industrie à l'autre.

L'industrie manufacturière dans son ensemble

Considérons en premier lieu les résultats pour l'ensemble du secteur manufacturier. Les valeurs élevées de \bar{R}^2 ainsi que les valeurs t importantes des coefficients de régression nous montrent que les équations sont bien ajustées, et que les variables sont toutes hautement significatives. Dans tous les cas, la grandeur relative des coefficients est conforme à nos extrapolations à priori. Puisque les heures-hommes de la main-d'oeuvre indirecte sont à court terme un facteur indirect de production, l'emploi de cette catégorie de main-d'oeuvre sera insensible à la production courante Q_t . Cet énoncé a été confirmé par une régression initiale dont l'estimation de γ différait de zéro en quantité non-significative. Par conséquent, nous avons supprimé le coefficient d'ajustement en courte période. Pour le nombre total d'heures de travail de la main-d'oeuvre directe (M_1), pour leurs heures régulières (M_2), ainsi que pour les deux quantités correspondantes pour l'ensemble de la main-d'oeuvre (M_5 et M_6), les calculs nous ont confirmé l'existence de l'inégalité que nous avons posé en hypothèse; il en est de même, cette fois-ci pour l'inégalité inverse, dans le cas de l'équation des heures supplémentaires. Les résultats que nous avons obtenus pour l'ensemble du secteur manufacturier sont tout à fait satisfaisants et justifient l'emploi de notre modèle de productivité.

Les élasticités que nous avons utilisées dans ces équations sont décrites dans les deux premières colonnes du tableau XX(i). L'équation de M_2 à production de 0.56, sous-entend l'existence d'une élasticité à court terme des heures-hommes régulières de la main-d'oeuvre directe (ou

l'équivalent: de l'emploi de la main-d'oeuvre directe). Cependant, à cause de la définition de Q_t^P , un accroissement de Q_t modifiera les plans des trois trimestres suivants, modification qui aura un effet sur l'emploi. En tenant compte de cette modification des plans on peut dire que l'élasticité de l'emploi par rapport à la production est égale au coefficient β . L'élasticité à moyen terme des heures-hommes régulières de la main-d'oeuvre directe sera donc de 1.01. Pris ensemble, ces résultats impliquent qu'au niveau de l'ensemble du secteur manufacturier, une augmentation de la production de l'ordre de un pour cent fera augmenter les heures régulières de travail de la main-d'oeuvre directe de 0.56 au cours d'un trimestre, et de 1 pour cent au cours d'une année. En outre, puisque le rapport fondamental entre la production à pleine capacité et l'emploi sous-entend une élasticité unitaire à long terme (voir l'équation (26) du chapitre deux), nous devons constater que l'ajustement total se réalise dans les faits en moins d'un an.

Que l'emploi de la main-d'oeuvre directe soit relativement sensible à la production courante et que les retards dans l'ajustement total soient relativement courts: voilà qui peut avoir d'importantes répercussions politiques. En effet, si le gouvernement adopte une politique expansionniste pour stimuler l'économie, l'augmentation de la production qui en résultera ne tardera guère à accroître l'emploi pour cette catégorie de travailleurs. Plus de la moitié de l'ajustement sera terminé à la fin du premier trimestre, et le reste (44%) se fera en moins d'un an.

Or, c'était à prévoir: l'élasticité de la main-d'oeuvre indirecte est de beaucoup inférieure à celle de la main-d'oeuvre directe. Nous avons admis en effet que son élasticité à court terme était de zéro, et, à moyen terme, de 0.31 seulement. Puisque nous avons admis aussi que l'élasticité à long terme de la main-d'oeuvre indirecte (en heures-hommes) était égale à un, ces résultats impliquent que seulement 31 pour cent de l'adaptation à un changement de production sera réalisé en dedans d'un an. C'est ainsi que les politiques expansionnistes visant l'accroissement de la production seront beaucoup moins aptes à hausser le taux d'emploi de la main-d'oeuvre indirecte. Par ailleurs, la très forte élasticité à court terme des heures supplémen-

taires de travail par rapport à la production (3.58), nous suggèrent que les entreprises réagissent aux fluctuations imprévues de la production en modifiant la semaine de travail, mais que cette réaction est d'autant moins forte lorsque la période d'ajustement s'allonge. Par l'agrégation de ces facteurs main-d'oeuvre, nous avons obtenu des élasticités qui s'approchaient de la moyenne pondérée de celles obtenues pour les diverses composantes ⁴. Par exemple, l'élasticité à court terme du total des heures de la main-d'oeuvre directe est de 0.79, encadrée par les heures régulières (0.56), et les heures supplémentaires (3.58). De même, l'élasticité des heures régulières pour l'ensemble des travailleurs (qui est une agrégation de l'élasticité de l'emploi pour l'ensemble du secteur manufacturier) est de 0.43, et est ainsi encadrée entre 0.56 et 0.

Tel qu'indiqué plus haut, le coefficient de temps dans l'équation (1) représente le taux d'accroissement de la productivité de la catégorie correspondante de la main-d'oeuvre. Ces coefficients, que l'on a multipliés par quatre pour les convertir en taux annuels, sont exposés dans la troisième colonne du tableau XX. Ces résultats font voir un accroissement annuel moyen de 3.3 pour cent de la productivité de la main-d'oeuvre dans l'industrie manufacturière (production par total d'heures-hommes), alors que la production par heure régulière de travail (ou la production par emploi) augmente au rythme de 3.1 pour cent. Ces équations nous indiquent en outre que les besoins unitaires en heures-hommes ont diminué plus rapidement pour la main-d'oeuvre directe que pour la main-d'oeuvre indirecte. Dans le premier cas, la baisse annuelle est de 3.65 pour cent (3.4 pour cent pour les heures régulières, 5.8 pour cent pour les heures supplémentaires), et dans le second cas, elle est de 2.4 pour cent. C'est le reflet, il va sans dire, de la hausse survenue dans l'emploi de la main-d'oeuvre indirecte par rapport à l'emploi global.

Les industries prises isolément

Nous aborderons les résultats obtenus pour le groupe le plus important d'industries à deux chiffres de la même façon

⁴ En principe, les pondérations devraient voisiner la proportion de chaque composante des heures par rapport au total.

que nous l'avons fait pour l'ensemble du secteur manufacturier. En général, les résultats sont satisfaisants: les \bar{R}^2 sont élevés, surtout lorsque les équations sont ramenées à leurs unités de départ, et la plupart des variables sont hautement significatives. Dans l'ensemble, les valeurs relatives des coefficients β et γ sont conformes à nos hypothèses. L'inégalité $\beta > \gamma$ vaut pour M_1 , M_2 , M_5 et M_6 dans 13 des 15 équations industrielles, cette inégalité étant tout près de s'appliquer dans les deux autres industries. L'inégalité inverse qui devrait s'appliquer à ceux qui font des heures supplémentaires, vaut dans neuf industries et $\beta \approx \gamma$ dans trois autres. Les trois industries pour lesquelles elle ne vaut aucunement sont celles du bois, des produits minéraux non métalliques et des produits chimiques. Dans le cas de la main-d'oeuvre indirecte, l'inégalité $\beta > \gamma$ vaut pour neuf industries; pour les six autres $\beta = 0$, ce qui veut dire que l'emploi pour ces travailleurs dépend uniquement de la production à pleine capacité, et qu'il ne dépend donc aucunement du montant de déviation de la production prévue par rapport à la capacité maximale de production. Voilà un énoncé plausible; on peut dire qu'en général la structure des signes est remarquablement conforme à cette théorie. Dans l'ensemble, ces résultats peuvent donc être considérés comme satisfaisants.

C'est dans les deux premières colonnes du tableau XX, (ii) à (xvi), que sont exposées les élasticités. Celles basées sur le modèle logarithmique sont, bien sûr, constantes. Par contre, celles basées sur le modèle linéaire varient avec le temps ⁵; les chiffres que nous avons rapportés dans ce cas-là sont ceux de la moyenne de notre période de sondage, le quatrième trimestre de 1960. Ces composantes s'appliquent aussi aux tendances générales de la productivité présentées dans la dernière colonne du même tableau.

Dans l'ensemble, ces estimations sont conformes à celles que nous avons obtenues pour l'ensemble du secteur manufacturier. Même si les élasticités varient beaucoup d'une industrie à l'autre, elles ont tendance à fluctuer autour des chiffres correspondants obtenus à l'aide de l'équation globale. De plus, à l'exception des industries diverses, l'élasticité à moyen terme de la main-d'oeuvre indirecte est

⁵ Voir les équations (32) et (33) au chapitre deux.

toujours inférieure à celle de la main-d'oeuvre directe. De même, l'élasticité est toujours plus forte pour les heures supplémentaires de travail que pour les heures régulières, ce qui est tout à fait conforme avec le comportement de l'équation globale, ainsi qu'avec le modèle théorique.

La plus forte élasticité enregistrée par rapport à la production a été celle de l'industrie du vêtement, où l'élasticité à court terme des heures supplémentaires a atteint 15, les autres élasticités pour cette industrie étant fortes également. Dans les industries du tabac et du cuir, nous avons aussi découvert une très forte élasticité à court terme des heures supplémentaires, mais celle-ci s'est avérée beaucoup plus faible pour les heures régulières. Au contraire, dans l'industrie des métaux, l'élasticité des heures régulières s'est avérée plus élevée que celle des heures supplémentaires. A l'autre extrémité de l'échelle, toutes les élasticités à court terme de l'industrie du pétrole et du charbon ont une valeur de zéro (sauf dans le cas des heures régulières de la main-d'oeuvre directe), alors qu'à moyen terme elles sont encore plus faibles que dans toutes les autres industries. Par exemple, l'élasticité des heures régulières pour l'ensemble des travailleurs, sous-tend qu'une augmentation de un pour cent dans la production ne fera augmenter l'emploi que de 0.18 pour cent sur une période d'un an. Puisque nous avons posé que l'élasticité à long terme était égale à un, il y aura donc un retard extrêmement long dans l'ajustement de l'emploi, ce qui nous suggère que cette industrie réagit à l'accroissement dans la production en utilisant les autres facteurs de production de façon plus intense. Vu le caractère technologique de cette industrie, (forte utilisation du capital et importance assez grande des richesses naturelles comme facteur de production), ce résultat n'est pas surprenant. Du côté des industries à plus faible élasticité, on retrouve l'industrie des aliments et boissons, celles du tabac, du caoutchouc et de l'imprimerie et de l'édition.

Parlons maintenant des estimations des tendances générales de la productivité. Afin d'avoir une vue d'ensemble de ces chiffres nous avons réparti les industries en groupe de forte, moyenne et faible productivité par rapport aux diverses catégories d'heures-hommes (voir Tableau XXI). Nous avons défini ces trois groupes de la façon suivante. Le groupe à forte productivité pour une catégorie donnée

d'heures-hommes est formé des industries dont la tendance générale de la productivité dépasse de plus de 0.5 pour cent, en taux annuels, celle de la catégorie correspondante pour l'ensemble du secteur manufacturier; le groupe à faible productivité comprend les industries dont l'augmentation de la tendance générale est inférieure d'au moins 0.5 pour cent à celle du secteur manufacturier; enfin, dans les industries à productivité moyenne, la marge d'accroissement se situe entre plus ou moins 0.5 pour cent de la tendance générale de l'industrie manufacturière dans son ensemble. A l'aide de ces définitions, nous avons obtenu les résultats généraux suivants.

- (i) Trois industries, soit celles du tabac, du textile et des produits chimiques, ont une tendance uniforme à la forte productivité pour toutes les catégories de la main-d'oeuvre.
- (ii) Une autre industrie, celle du pétrole et du charbon, fait montre d'un accroissement important de la productivité dans le cas des heures régulières de la main-d'oeuvre directe, mais la tendance n'est que moyenne pour les heures supplémentaires ainsi que les heures-hommes de la main-d'oeuvre indirecte.
- (iii) Dans l'industrie de l'imprimerie et de l'édition, la productivité s'accroît faiblement et de façon uniforme pour toutes les catégories de la main-d'oeuvre.
- (iv) Le taux est uniformément bas dans quatre industries (vêtement, bois, produits minéraux non métalliques et cuir) pour ce qui est de la main-d'oeuvre directe, mais élevé pour la main-d'oeuvre indirecte. Dans l'industrie du papier, l'accroissement est faible pour les heures régulières des deux catégories de travailleurs, mais forte pour les heures supplémentaires.
- (v) Les cinq autres industries (caoutchouc, métaux, matériel de transport, aliments et boissons et industries diverses) pourraient être classées parmi celles dont la productivité s'accroît à un rythme moyen, bien que dans chaque cas on retrouve des écarts pour certaines catégories de main-d'oeuvre. Ainsi, par exemple, dans l'industrie des produits métalliques, les gains

dans la productivité du travail supplémentaire sont inférieurs à la moyenne, et, dans l'industrie du matériel de transport, la productivité de la main-d'oeuvre indirecte est aussi inférieure à la moyenne.

Afin d'avoir une vue d'ensemble des tendances générales de la productivité dans les diverses industries, nous devons prendre en considération la productivité du nombre total d'heures-hommes, M_5 . A partir du tableau XXI, nous pouvons voir qu'en moyenne le tabac, le textile, les produits chimiques ainsi que le pétrole et le charbon sont des industries dont la productivité s'accroît fortement, que la productivité des industries du caoutchouc, des produits métalliques, du matériel de transport et des industries diverses n'augmente qu'à un taux moyen, les sept autres industries, l'accroissement de la productivité du travail est faible.

Si les tendances générales de la productivité du travail, telles que résumées au tableau XX fournissent d'intéressantes données statistiques, elles peuvent aussi être utiles dans l'élaboration de directives politiques. En effet, si l'on croit pouvoir se fier aux estimations des tendances de la productivité, on pourra s'en servir pour élaborer des directives sur les prix dans les grands groupes d'industries. La tendance générale pour l'ensemble du secteur manufacturier pourrait aussi servir à l'élaboration de directives sur les salaires.

CONCLUSIONS

Dans l'ensemble, nous sommes d'avis que nos résultats concernant la productivité sont très satisfaisants. Non seulement les propriétés statistiques des équations sont-elles excellentes, mais les estimations de paramètre qu'elles sous-entendent sont plausibles et conformes au fondement théorique du modèle. Ces résultats semblent aussi s'harmoniser avec les études menées récemment au Canada. Ainsi, Bodkin, Bond, Reuber et Robinson (1966) ont obtenu des estimations de la tendance générale de la productivité du travail pour l'ensemble du secteur manufacturier de l'ordre de quatre pour cent par année, comparativement à notre chiffre de 3.31 pour cent. Ils n'ont pas calculé ces pourcentages pour les autres éléments de main-d'oeuvre (en heures-hommes), qu'à notre connaissance, seule notre étude a pris en considération.

Encore plus récemment, dans son étude sur les équations des salaires dans les industries, Reuber (1970) a estimé un groupe d'équations pour le nombre total d'heures-hommes, des industries à deux chiffres (M_5 dans notre notation). Son modèle faisait la régression du nombre total d'heures-hommes dans les diverses industries sur la production de cette industrie, tendance temporelle linéaire et nombre décalé d'heures-hommes, ce qui amène, évidemment, un décalage géométrique simple. Pour ce qui est de la validité de l'ajustement et des autres critères statistiques, il ne fait guère de doute que nos équations industrielles sont supérieures. En particulier, les \bar{R}^2 sont régulièrement plus élevés, et les statistiques t, sur la tendance temporelle (dont le coefficient est essentiellement l'estimation de la tendance de la productivité), sont souvent beaucoup plus élevées que ceux de Reuber.

Dans les commentaires relatifs à ses résultats, Reuber se borne à examiner les retards dans l'ajustement qu'ils supposent. La spécification dynamique sous-jacente à son modèle est différente de la nôtre, de sorte qu'il est assez difficile de comparer ces retards. En outre, la répartition des industries n'est pas la même dans les deux cas. Néanmoins, les deux études en viennent à la conclusion que les industries diffèrent considérablement de par le temps qu'ils mettent à ajuster leurs heures-hommes en fonction d'un accroissement dans la production. Dans nombre d'industries, les deux modèles sont compatibles quant aux hypothèses qui s'en dégagent; les deux modèles, par exemple, font état de ce que l'industrie du vêtement s'adapte presque complètement en moins d'un trimestre, alors que celle de l'imprimerie et de l'édition est plus lente à réagir. En revanche, on peut aussi constater l'existence d'incohérences entre les deux modèles. Pour Reuber, par exemple, l'industrie du matériel de transport ainsi que celle des produits chimiques s'adaptent rapidement au changement de productivité, alors notre étude nous porte à croire que leur rythme d'ajustement est en fait un des plus lents.

En guise de conclusion, soulignons une fois de plus que le but de cette analyse était d'élaborer des estimations fiables des tendances de la productivité, afin de construire des estimations des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre. C'est d'après ces résultats que nous avons choisi les équations que nous utiliserons avec les taux de

salaire pour dériver l'indice des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre. Le chapitre suivant traitera des équations où ces variables sont considérées comme l'un des facteurs déterminants des prix.

TABLEAU XIX
Equations de productivité^a

(i) Ensemble de l'industrie manufacturière

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M_1	3.308 (149.0)	-0.00913 (-22.84)	1.085 (17.81)	0.785 (15.79)	0.995 (0.999)	2.05	0.950	49:4--69:4
M_2	3.190 (161.3)	-0.00845 (-23.72)	1.006 (15.55)	0.555 (12.54)	0.995 (0.999)	2.08	0.950	
M_3	1.042 (25.72)	-0.0144 (-18.40)	2.210 (8.46)	3.578 (9.86)	0.868 (0.978)	1.81	7.01	
M_4	2.305 (203.6)	-0.00591 (-27.00)	0.312 (4.45)	--	0.987 (0.991)	2.49	0.739	
M_5	3.628 (478.5)	-0.00528 (-56.60)	0.941 (22.15)	0.668 (14.91)	0.999 (0.999)	2.22	0.818	
M_6	3.582 (609.1)	-0.00774 (-68.12)	0.859 (24.53)	0.433 (10.76)	0.999 (0.999)	2.33	0.782	

^a Les coefficients α , β , γ , correspondent à ceux des équations (1) et (2).

^b Les diverses composantes des heures-hommes M_1 , ..., M_6 sont définies ci-dessus, dans la deuxième section.

TABLEAU XIX
(ii) Aliments et boissons

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M_1	1.0158 (36.62)	-0.00535 (-10.40)	0.652 (2.10)	0.355 (3.087)	0.908 (0.984)	2.63	0.892	51:2--69:4
M_2	0.870 (41.17)	-0.00456 (-11.23)	0.695 (2.660)	0.276 (2.826)	0.919 (0.985)	2.59	0.879	
M_3	-1.133 (-15.99)	-0.144 (-10.86)	2.139 (1.695)	1.872 (3.204)	0.581 (0.947)	2.41	0.728	
M_4	0.736 (28.77)	-0.00709 (-14.33)	--	--	0.770 (0.933)	2.31	0.575	
M_5	1.595 (136.4)	-0.00627 (-28.65)	0.630 (2.692)	0.560 (3.559)	0.964 (0.980)	2.37	0.524	
M_6	1.542 (159.9)	-0.00551 (-30.58)	0.461 (2.381)	0.418 (3.090)	0.969 (0.981)	2.32	0.503	

TABLEAU XIX

(iii) Tabac

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période		
M_1	-1.174 (-33.35)	-0.0137 (-30.91)	0.530 (5.573)	0.627 (7.721)	0.934 (0.978)	1.94	0.417	49:4--69:4		
M_2	-1.297 (-38.10)	-0.0122 (-28.53)	0.471 (5.122)	0.528 (6.357)	0.925 (0.971)	1.91	0.380			
M_3	équation linéaire (voir ci-après)									
M_4	-2.432 (-56.54)	-0.0108 (-12.76)	--	--	0.833 (0.964)	2.28	0.756			
M_5	-0.924 (-26.17)	-0.0133 (-29.57)	0.374 (3.940)	0.478 (6.821)	0.926 (0.982)	2.01	0.509			
M_6	-0.981 (-28.31)	-0.0118 (-26.77)	0.329 (3.461)	0.386 (5.604)	0.914 (0.978)	1.94	0.507			
	α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	γ_0	γ_1	\bar{R}^2	DW	ρ
M_3	0.0478 (6.625)	-0.00111 (-5.481)	0.00000627 (4.232)	0.0673 (3.238)	-0.000671 (-2.066)	0.0541 (4.420)	-0.00423 (-1.161)	0.771 (0.877)	2.05	0.347

TABLEAU XIX
(iv) Caoutchouc

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M ₁	-0.667 (-7.383)	-0.0102 (-6.257)	0.591 (6.713)	0.478 (8.746)	0.584 (0.984)	2.03	0.950	49:4--69:4
M ₂	-0.765 (-9.653)	-0.0101 (-7.073)	0.524 (6.962)	0.396 (8.265)	0.624 (0.988)	1.98	0.950	
M ₃	-3.311 (-25.78)	-0.00696 (-2.966)	1.071 (2.484)	1.505 (4.425)	0.378 (0.714)	2.08	0.655	
M ₄	-1.883 (-23.07)	-0.00241 (-1.643)	0.312 (4.420)	--	0.837 (0.951)	1.01	0.950	
M ₅	-0.413 (-10.748)	-0.00772 (-10.60)	0.506 (7.250)	0.365 (8.148)	0.692 (0.986)	2.09	0.876	
M ₆	-0.436 (-12.83)	-0.00779 (-12.12)	0.456 (8.051)	0.283 (7.867)	0.743 (0.991)	2.02	0.891	

TABLEAU XIX

(v) Cuir

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période	
M_1	-0.501 (-18.604)	-0.00445 (-7.017)	0.854 (11.138)	0.769 (14.587)	0.859 (0.993)	2.04	0.853	49:4--69:4	
M_2	-0.515 (-12.291)	-0.00571 (-6.889)	0.676 (11.090)	0.471 (11.773)	0.769 (0.996)	1.78	0.950		
M_3	équation linéaire (voir ci-après)								
M_4	-1.459 (-13.444)	-0.0146 (-0.945)	0.313 (2.210)	--	0.605 (0.994)	1.17	0.950		
M_5	-0.171 (-6.522)	-0.00681 (-11.375)	0.773 (11.690)	0.683 (15.240)	0.887 (0.997)	2.35	0.880		
M_6	-0.145 (-5.038)	-0.00744 (-13.045)	0.625 (14.914)	0.397 (14.408)	0.854 (0.999)	1.99	0.950		
	α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	γ_0	\bar{R}^2	DW	ρ
M_3	0.0154 (4.114)	0.000781 (3.700)	0.0000081 (-2.964)	0.140 (6.871)	-0.00120 (-2.770)	0.175 (15.44)	0.833 (0.869)	1.93	0.148

TABLEAU XIX

(vi) Textile

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M ₁	0.729 (48.85)	-0.0144 (-57.54)	0.947 (20.86)	0.765 (14.86)	0.978 (0.995)	2.21	0.580	51:2--69:4
M ₂	0.609 (46.72)	-0.0141 (-65.13)	0.916 (22.91)	0.552 (11.19)	0.982 (0.996)	2.18	0.520	
M ₃	-1.429 (-13.52)	-0.0175 (-9.433)	1.254 (4.415)	2.833 (12.06)	0.696 (0.937)	1.96	0.778	
M ₄	-0.979 (-26.53)	-0.00719 (-10.83)	0.251 (2.857)	--	0.789 (0.969)	2.08	0.815	
M ₅	0.902 (52.97)	-0.0131 (-44.34)	0.816 (16.67)	0.643 (14.28)	0.969 (0.996)	2.26	0.713	
M ₆	0.847 (65.59)	-0.0128 (-58.44)	0.795 (20.41)	0.447 (10.62)	0.980 (0.996)	2.22	0.613	

TABLEAU XIX
(vii) Vêtement

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M ₁	0.568 (12.81)	-0.00284 (-3.559)	1.344 (14.57)	0.864 (13.92)	0.853 (0.980)	1.33	0.950	51:2--69:4
M ₂	0.558 (15.26)	-0.00318 (-4.816)	1.017 (13.87)	0.469 (9.159)	0.847 (0.984)	1.14	0.950	
M ₃	équation linéaire (voir ci-après)							
M ₄	-0.141 (-1.731)	-0.0136 (-9.428)	--	--	0.079 (0.991)	1.11	0.950	
M ₅	0.943 (28.53)	-0.00536 (-8.978)	1.097 (15.92)	0.866 (18.69)	0.938 (0.994)	1.76	0.950	
M ₆	0.999 (41.97)	-0.00569 (-13.25)	0.809 (16.32)	0.471 (14.13)	0.961 (0.996)	1.36	0.950	
	α_0	α_1	β_0	β_1	γ_0	\bar{R}^2	DW	ρ
M ₃	0.0431 (7.359)	-0.000516 (-3.074)	0.598 (5.683)	-0.00661 (3.700)	0.617 (11.01)	0.641 (0.798)	1.71	0.504

TABLEAU XIX
(viii) Bois

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M ₁	0.648 (19.02)	-0.00559 (-8.487)	0.935 (6.379)	0.688 (8.978)	0.757 (0.965)	1.68	0.842	49:4--69:4
M ₂	0.528 (15.86)	-0.00510 (-7.911)	0.836 (5.480)	0.642 (7.937)	0.701 (0.955)	1.71	0.827	
M ₃	-1.529 (-32.90)	-0.0102 (-11.46)	2.168 (6.451)	1.326 (5.501)	0.720 (0.920)	1.82	0.584	
M ₄	-0.554 (-2.907)	-0.00784 (-2.282)	--	--	0.068 (0.876)	1.70	0.950	
M ₅	0.929 (31.10)	-0.00598 (-10.52)	0.850 (9.209)	0.680 (14.75)	0.899 (0.985)	2.14	0.901	
M ₆	0.869 (32.63)	-0.00538 (-10.49)	0.759 (7.695)	0.637 (12.67)	0.886 (0.979)	2.02	0.872	

TABLEAU XIX

(ix) Papier

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M ₁	0.804 (62.53)	-0.0064 (-26.86)	1.072 (12.28)	0.581 (5.604)	0.934 (0.978)	2.24	0.520	51:2--69:4
M ₂	0.625 (73.96)	-0.00523 (-33.23)	0.816 (13.80)	0.396 (4.314)	0.947 (0.974)	2.04	0.343	
M ₃	-0.925 (-4.125)	-0.0161 (-4.073)	1.803 (3.500)	1.966 (6.767)	0.351 (0.966)	2.33	0.950	
M ₄	équation linéaire (voir ci-après)							
M ₅	0.969 (30.58)	-0.00517 (-9.250)	0.781 (10.74)	0.481 (11.71)	0.926 (0.993)	2.08	0.950	
M ₆	0.836 (32.44)	-0.00370 (-8.147)	0.640 (10.82)	0.310 (9.277)	0.927 (0.990)	1.33	0.950	
	α_0	α_1	α_2		\bar{R}^2	DW	ρ	
M ₄	0.233 (8.955)	0.00799 (6.333)	-0.000073 (-5.505)		0.359 (0.590)	2.14	0.291	

TABLEAU XIX
(x) Imprimerie et édition

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M ₁	-0.132 (-5.420)	-0.00681 (-14.46)	0.575 (3.427)	0.367 (4.005)	0.615 (0.989)	2.59	0.859	49:4--69:4
M ₂	-0.218 (-7.852)	-0.00593 (-11.18)	0.466 (2.848)	0.274 (3.179)	0.482 (0.988)	2.50	0.889	
M ₃	-2.269 (-6.402)	-0.0336 (-4.975)	1.382 (0.690)	2.564 (2.447)	0.310 (0.920)	2.33	0.896	
M ₄	-0.432 (-14.96)	-0.00377 (-6.752)	0.384 (2.072)	--	0.311 (0.936)	2.16	0.848	
M ₅	0.449 (14.87)	-0.00609 (-11.17)	0.518 (4.868)	0.223 (4.192)	0.730 (0.994)	1.55	0.950	
M ₆	0.423 (15.53)	-0.00509 (-10.35)	0.410 (4.266)	0.130 (2.708)	0.733 (0.993)	1.11	0.950	

TABLEAU XIX

(xi) Métaux

	α_0	α_1	β	γ	$\frac{-2}{R}$	DW	ρ	Période
M ₁	1.993 (91.69)	-0.00931 (-22.90)	1.110 (13.51)	0.721 (8.120)	0.971 (0.992)	1.83	0.764	51:2--69:4
M ₂	1.886 (80.28)	-0.00903 (-20.52)	1.014 (11.58)	0.575 (6.232)	0.964 (0.991)	1.85	0.775	
M ₃	-0.297 (-12.308)	-0.01221 (-27.27)	2.104 (20.67)	2.478 (13.60)	0.930 (0.982)	2.01	0.492	
M ₄	0.903 (50.76)	-0.00486 (-14.80)	0.522 (6.890)	--	0.790 (0.843)	1.85	0.229	
M ₅	2.287 (76.66)	-0.00795 (-14.36)	0.849 (10.97)	0.629 (10.20)	0.979 (0.995)	2.30	0.901	
M ₆	2.244 (46.61)	-0.00755 (-8.86)	0.762 (8.533)	0.478 (7.686)	0.962 (0.994)	2.31	0.950	

TABLEAU XIX
(xii) Matériel de transport

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M_1	0.708 (26.59)	-0.00925 (-19.14)	0.851 (13.63)	0.652 (9.605)	0.892 (0.972)	2.19	0.551	51:2--69:4
M_2	0.600 (17.99)	-0.00914 (-14.99)	0.750 (11.81)	0.471 (12.44)	0.856 (0.990)	2.07	0.826	
M_3	-1.808 (-11.721)	-0.00864 (-3.075)	0.878 (2.361)	1.430 (2.203)	0.146 (0.307)	1.89	0.223	
M_4	équation linéaire (voir ci-après)							
M_5	0.876 (23.48)	-0.00726 (-10.73)	0.649 (7.395)	0.482 (4.852)	0.735 (0.912)	1.98	0.529	
M_6	0.852 (31.65)	-0.00727 (-14.85)	0.604 (9.328)	0.342 (3.299)	0.814 (0.897)	2.10	0.300	
	α_1		α_2		\bar{R}^2	DW	ρ	
M_4	0.387 (21.97)		-0.000034 (-0.660)		0.016 (0.077)	2.12	0.265	

TABLEAU XIX

(xiii) Produits minéraux non métalliques

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M_1	-0.146 (-3.893)	-0.00655 (-9.635)	1.129 (10.40)	0.538 (8.830)	0.651 (0.991)	1.92	0.896	51:2--69:4
M_2	-0.278 (-4.953)	-0.00637 (-6.503)	0.993 (9.112)	0.421 (7.464)	0.476 (0.992)	1.87	0.950	
M_3	-2.197 (-103.8)	-0.00751 (-18.95)	2.073 (20.02)	1.625 (8.119)	0.924 (0.962)	2.10	0.248	
M_4	-1.092 (-8.839)	-0.00749 (-3.466)	0.455 (2.153)	--	0.318 (0.966)	2.31	0.950	
M_5	0.212 (4.050)	-0.00689 (-7.551)	0.994 (9.788)	0.469 (8.913)	0.700 (0.993)	1.85	0.950	
M_6	0.122 (2.579)	-0.00648 (-7.881)	0.907 (9.903)	0.369 (7.766)	0.655 (0.994)	1.81	0.950	

TABLEAU XIX
(xiv) Pétrole et charbon

	α_0	α_1	β	γ	R^2	DW	ρ	Période
M_1	-0.983 (-13.33)	-0.0170 (-41.75)	0.479 (3.899)	--	0.960 (0.995)	2.06	0.625	51:2--69:4
M_2	-1.037 (-57.89)	-0.0175 (-58.73)	0.464 (4.561)	0.159 (1.832)	0.981 (0.996)	2.02	0.535	
M_3	-3.367 (-42.97)	-0.0138 (-10.53)	1.498 (3.494)	--	0.747 (0.878)	2.00	0.540	
M_4	-1.531 (-21.21)	-0.00507 (-4.022)	0.239 (1.574)	--	0.829 (0.977)	1.45	0.950	
M_5	-0.564 (-8.952)	-0.0103 (-9.265)	--	--	0.488 (0.994)	1.84	0.950	
M_6	-0.566 (-11.320)	-0.0109 (-12.53)	0.181 (1.716)	--	0.633 (0.997)	1.659	0.950	

TABLEAU XIX
(xv) Produits chimiques

	α_0	α_1	β	γ	\bar{R}^2	DW	ρ	Période
M ₁	0.284 (5.403)	-0.0144 (-15.240)	0.934 (6.781)	0.529 (5.703)	0.650 (0.998)	1.74	0.950	49:4--69:4
M ₂	0.147 (2.866)	-0.0136 (-14.80)	0.877 (6.525)	0.446 (4.922)	0.597 (0.998)	1.74	0.950	
M ₃	-1.788 (-13.14)	-0.0208 (-8.486)	1.432 (4.017)	1.359 (5.656)	0.531 (0.992)	2.02	0.950	
M ₄	0.0660 (1.474)	-0.0107 (-13.20)	0.596 (5.443)	--	00.406 (0.995)	1.70	0.950	
M ₅	0.905 (30.51)	-0.0129 (-24.10)	0.863 (11.09)	0.414 (7.887)	0.932 (0.999)	1.30	0.950	
M ₆	0.833 (30.48)	-0.0120 (-24.63)	0.805 (11.24)	0.330 (6.835)	0.930 (0.999)	1.22	0.950	

TABLEAU XIX
(xvi) Industries manufacturières diverses

	α_0	α_1	β	γ	R^2	DW	ρ	Période
M ₁	-0.083 (-1.959)	-0.00853 (-11.22)	0.647 (7.690)	0.777 (10.12)	0.721 (0.996)	1.79	0.950	51:2--69:4
M ₂	-0.184 (-4.877)	-0.00823 (-12.16)	0.584 (7.795)	0.620 (9.079)	0.727 (0.997)	1.70	0.950	
M ₃	-2.443 (-40.70)	-0.0114 (-9.972)	1.119 (4.989)	2.230 (5.559)	0.842 (0.961)	2.02	0.687	
M ₄	-1.035 (-33.01)	-0.00457 (-7.537)	0.999 (8.832)	--	0.858 (0.973)	2.32	0.736	
M ₅	0.250 (12.95)	-0.00746 (-20.25)	0.669 (10.42)	0.649 (7.964)	0.910 (0.996)	2.26	0.828	
M ₆	0.214 (14.03)	-0.00720 (-24.68)	0.597 (10.98)	0.495 (6.220)	0.935 (0.996)	2.35	0.774	

TABLEAU XX

Elasticités et tendances générales

(i) Ensemble de l'industrie manufacturière

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M_1 main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.79	1.09	3.65
M_2 main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.56	1.01	3.38
M_3 main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	3.58	2.21	5.78
M_4 main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.31	2.36
M_5 ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.67	0.94	3.31
M_6 ensemble des travailleurs, heures régulières	0.43	0.86	3.10

TABLEAU XX
(ii) Aliments et boissons

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M_1 main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.36	0.65	2.14
M_2 main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.28	0.70	1.82
M_3 main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	1.87	2.14	5.76
M_4 main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.00	2.84
M_5 ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.56	0.63	2.51
M_6 ensemble des travailleurs, heures régulières	0.42	0.46	2.20

TABLEAU XX

(iii) Tabac

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M_1 main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.63	0.53	5.48
M_2 main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.53	0.47	4.88
M_3^* main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	3.27	3.39	17.41
M_4 main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.00	4.32
M_5 ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.48	0.37	5.32
M_6 ensemble des travailleurs, heures régulières	0.39	0.33	4.72

* Les estimations des tendances générales et des élasticités sont tirées du modèle linéaire et évaluées à 60.4

TABLEAU XX
(iv) Caoutchouc

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M_1 main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.48	0.59	4.08
M_2 main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.40	0.52	4.04
M_3 main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	1.51	1.07	2.78
M_4 main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.31	0.96
M_5 ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.37	0.51	3.09
M_6 ensemble des travailleurs, heures régulières	0.28	0.46	3.12

TABLEAU XX

(v) Cuir

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.77	0.85	1.78
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.47	0.68	2.28
M ₃ * main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	5.13	2.40	0.01
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.31	5.84
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.68	0.77	2.72
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.40	0.63	2.98

* Les estimations des élasticités et des tendances générales sont tirées du modèle linéaire et évaluées à 60.4

TABLEAU XX
(vi) Textile

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.77	0.95	5.76
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.55	0.92	5.64
M ₃ main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	2.83	1.25	7.00
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.25	2.88
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.64	0.82	5.24
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.45	0.80	5.12

TABLEAU XX
(vii) Vêtement

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.86	1.34	1.14
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.47	1.02	1.27
M ₃ * main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	15.20	6.90	0.51
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.00	5.44
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.87	1.10	2.14
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.47	0.81	2.28

* Les estimations des élasticités et des tendances générales sont tirées du modèle linéaire et évaluées à 60.4

TABLEAU XX
(viii) Bois

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.69	0.94	2.24
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.64	0.84	2.04
M ₃ main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	1.33	2.17	4.08
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.00	3.14
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.68	0.85	2.39
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.64	0.76	2.15

TABLEAU XX

(ix) Papier

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.58	1.07	2.56
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.40	0.82	2.09
M ₃ * main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	1.97	1.80	6.44
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.00	-0.88
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.48	0.78	2.07
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.31	0.64	1.48

* Les estimations des élasticités et des tendances générales sont tirées du modèle linéaire et évaluées à 60.4

TABLEAU XX
(x) Imprimerie et édition

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages, annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.37	0.58	2.72
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.27	0.47	2.37
M ₃ main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	2.56	1.38	1.34
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.38	1.51
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.22	0.52	2.44
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.13	0.41	2.04

TABLEAU XX

(xi) Métaux

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M_1 main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.72	1.11	3.72
M_2 main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.58	1.01	3.61
M_3 main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	2.48	2.10	4.88
M_4 main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.52	1.94
M_5 ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.63	0.85	3.18
M_6 ensemble des travailleurs, heures régulières	0.48	0.76	3.02

TABLEAU XX

(xii) Matériel de transport

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.65	0.85	3.70
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.47	0.75	3.66
M ₃ main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	1.43	0.88	3.46
M ₄ * main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.00	0.35
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.48	0.65	2.90
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.34	0.60	2.91

* Les estimations des élasticités et des tendances générales sont tirées du modèle linéaire et évaluées à 60.4

TABLEAU XX

(xiii) Produits minéraux non métalliques

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.54	1.13	2.62
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.42	0.99	2.55
M ₃ main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	1.63	2.07	3.04
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.46	2.96
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.47	0.99	2.76
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.37	0.91	2.59

TABLEAU XX
(xiv) Pétrole et charbon

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.00	0.48	6.80
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.16	0.46	7.00
M ₃ main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	0.00	1.50	5.52
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.24	2.03
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.00	0.00	4.12
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.00	0.18	4.36

TABLEAU XX
(xv) Produits chimiques

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.53	0.93	5.76
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.45	0.88	5.44
M ₃ main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	1.36	1.43	8.32
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	0.60	4.28
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.41	0.86	5.16
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.33	0.81	4.84

TABLEAU XX
(xvi) Industries manufacturières diverses

Variable	Elasticité à court terme de l'emploi par rapport à la production	Elasticité à moyen terme de l'emploi par rapport à la production	Taux d'accroissement de la productivité, exprimé en pourcentages annuels
M ₁ main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail	0.78	0.65	3.41
M ₂ main-d'oeuvre directe, heures régulières	0.62	0.58	3.29
M ₃ main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires	2.23	1.12	4.56
M ₄ main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail	0.00	1.00	1.83
M ₅ ensemble des travailleurs, nombre d'heures de travail	0.65	0.67	2.98
M ₆ ensemble des travailleurs, heures régulières	0.50	0.60	2.88

TABLEAU XXI

Tendances relatives de la productivité des divers éléments de main-d'oeuvre
dans les différentes industries

	M ₁	M ₂	M ₃	M ₄	M ₅	M ₆
Fortes productivité	Tabac Textile Pétrole et charbon Produits chimiques	Tabac Caoutchouc Textile Pétrole et charbon Produits chimiques	Tabac Textile Papier Produits chimiques	Tabac Cuir Textile Vêtement Bois Produits minéraux non métalliques Produits chimiques	Tabac Textile Pétrole et charbon Produits chimiques	Tabac Textile Pétrole et charbon Produits chimiques
Productivité moyenne	Caoutchouc Métaux Transport Industries diverses	Métaux Transport Industries diverses	Aliments et boissons Pétrole et charbon	Aliments et boissons Métaux Pétrole et charbon	Caoutchouc Métaux Transport Industries diverses	Caoutchouc Cuir Métaux Transport Industries diverses
Faible productivité	Aliments et boissons Cuir Vêtement Bois Papier Imprimerie et édition Produits minéraux non métalliques	Aliments et boissons Cuir Vêtement Bois Papier Imprimerie et édition Produits minéraux non métalliques	Caoutchouc Cuir Vêtement Bois Imprimerie et édition Métaux Transport Produits minéraux non métalliques Industries diverses	Caoutchouc Papier Imprimerie et édition Transport Industries diverses	Aliments et boissons Cuir Vêtement Bois Papier Imprimerie et édition Produits minéraux non métalliques	Aliments et boissons Vêtement Bois Papier Imprimerie et édition Produits minéraux non métalliques

Chapitre cinq

LE COMPORTEMENT DES PRIX DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE CANADIENNE

INTRODUCTION

Le modèle de base à l'aide duquel nous expliquons l'évolution des prix dans l'industrie manufacturière canadienne, tel qu'exposé à la quatrième section du chapitre deux, était le suivant:

$$\begin{aligned} \ln P_t = & d_0 + d_1 \ln(\text{ULC}^N)_t + d_2 \ln(\text{Pm})_t + d_3 \ln(\text{Pus}\cdot r)_t \\ & + d_4 \ln X_t + d_5 \Delta \ln(\text{ULC}^N)_t + d_6 \Delta \ln(\text{Pm})_t \\ & + d_7 \Delta \ln(\text{Pus}\cdot r)_t + d_8 \ln P_{t-1} \end{aligned} \quad (1)$$

où P_t = l'indice des prix de la production à l'époque t

ULC_t^N = le coût unitaire normal de la main-d'oeuvre à l'époque t

Pm_t = l'indice des prix des facteurs de production achetés à l'époque t

Pus_t = l'indice des prix des produits correspondants aux Etats-Unis, à l'époque t

r_t = le cours du change, mesuré d'après le prix du dollar américain, exprimé en monnaie canadienne, à l'époque t

X_t = la mesure de la demande excédentaire à l'époque t .

Cette équation a été estimée pour 13 de nos 15 grands groupes d'industries, ainsi que pour l'ensemble de l'industrie manufacturière. Nous ne disposons pas de données pour l'industrie de l'imprimerie et de l'édition, ni pour les industries diverses, mais ce sont de très petites industries, et nos équations englobent environ 97 pour cent de la production du secteur manufacturier.

LES VARIABLES

Dans la présente section, nous décrirons succinctement les variables utilisées dans l'estimation empirique. Dans tous les cas, l'élaboration des données elles-mêmes a demandé un travail considérable, vu qu'il y avait lieu de grouper les séries disponibles de sources différentes et pour des périodes différentes. Il a fallu tenir compte, en particulier, du changement survenu dans la CAE pendant la période de sondage. Le cas échéant, toutes les données brutes ont été désaisonnalisées. On trouvera, dans l'annexe statistique, les détails des sources des données ainsi que l'ensemble des séries finales.

Prix de la production

La variable dépendante P_t , mesure du prix de la production, représente le prix de vente industriel pour l'industrie correspondante. Statistique Canada nous a fourni les données pour la période 1956-1969; il nous a fallu cependant les regrouper au niveau de nos groupes principaux. Les données d'avant 1956 proviennent de l'Indice général des prix de gros; une fois regroupées au niveau approprié, nous les avons rattachées aux séries des périodes plus récentes. Pour plus de détails quant à cette méthode, voir la section 3 de l'annexe.

Coût unitaire normal de la main-d'oeuvre

Les besoins unitaires normaux en heures-hommes sont dérivés des fonctions de productivité mentionnées au chapitre quatre. Il s'agit des besoins en main-d'oeuvre prévus par les fonctions de productivité de l'ensemble de la main-d'oeuvre dans le cas d'utilisation intégrale de la capacité de production (et avec zéro d'écart entre la production réelle et la production projetée).

Le coût unitaire normal de la main-d'oeuvre est, tout simplement, le produit du nombre ordinaire d'heures-hommes nécessaires par la moyenne des salaires horaires de tous les travailleurs employés dans l'industrie:

$$ULC_t^N = (M_t^C / C_t) W_t$$

où C_t = la capacité de production

MM_t^C = l'équilibre en heures-hommes

W_t = le taux de salaire moyen de tous les travailleurs.

Les fonctions de productivité se rapprochent de M_t^C / C_t par une tendance et, comme nous l'avons exposé précédemment (voir la section trois du chapitre deux), nous avons ajusté les tendances exponentielles et quadratiques, et avons calculé le coût unitaire correspondant de la main-d'oeuvre dans chaque cas. Règle générale, les résultats se sont avérés très semblables, et nous avons choisi l'un ou l'autre, lorsque nous l'avons jugé à propos.

Pour obtenir le taux du salaire moyen de tous les employés d'une industrie, nous avons calculé la moyenne du taux de salaire versé à la main-d'oeuvre directe dans cette industrie (calculé d'après la moyenne des salaires horaires) et du taux de salaire moyen de la main-d'oeuvre indirecte. La méthode utilisée pour calculer cette mesure moyenne a été décrite en détail dans la section 2 de l'annexe.

Prix des facteurs de production

La section 3 de l'annexe contient une description détaillée des indices Pm des prix des facteurs de production.

Au niveau des industries à deux chiffres, ces indices sont les sommes pondérées des prix des biens et services achetés en dehors par ces industries. Ces coefficients de pondération, basés sur la Matrice des échanges inter-industriels de 1961, sont décrits en annexe. Au niveau de l'ensemble du secteur manufacturier, l'indice du prix des entrées est une moyenne pondérée du prix des biens et services achetés en dehors du secteur manufacturier ¹.

Une différence entre l'indice des prix pour l'ensemble du secteur manufacturier et celui pour les industries particulières mérite d'être soulignée. Au niveau de l'ensemble, tous les articles manufacturés servant à la production, dont les articles concurrentiels importés, sont calculés sur une base nette. On n'a pas procédé de la même façon au niveau de l'industrie, par suite du fait que les données séparées au sujet des prix des articles concurrentiels d'importation ne sont généralement pas disponibles. Il y a lieu de croire, par conséquent, qu'au niveau de l'industrie, la répercussion des fluctuations du prix des articles manufacturés importés servant à la production se reflète sur le prix moyen des articles manufacturés nécessaires à la production. Pour le secteur manufacturier dans son ensemble, on ne tient pas compte de ces effets. Comme résultat, le coefficient des prix américains, dans l'équation pour l'ensemble du secteur, peut refléter les effets du prix des articles de fabrication étrangère sur les coûts unitaires, aussi bien que leur influence sur les conditions de la demande et de l'accès au marché. Au niveau de l'industrie, ces coefficients peuvent être interprétés de façon moins ambiguë ².

¹ Le fait que les achats intrasectoriels soient calculés sur base nette signifie que les articles manufacturés nécessaires à la production ont un coefficient faible dans l'indice du prix des entrées pour les secteurs plus vastes, comme ceux des aliments et des métaux, et un coefficient de zéro pour l'ensemble du secteur manufacturier. Cette méthode a certaines répercussions sur les résultats groupés des équations industrielles, que nous étudierons au cours du présent chapitre.

Les prix dans l'industrie manufacturière américaine

Nous avons mesuré les prix américains au niveau de l'ensemble du secteur manufacturier d'après l'Indice des prix de gros pour l'ensemble de l'industrie manufacturière aux Etats-Unis ³. Nous avons obtenu les prix des industries à deux chiffres (CAE) pour les E.-U. Le cas échéant, nous avons groupé ces prix à l'aide des coefficients de pondération des importations de 1964 pour en tirer les prix américains pour le grand groupe correspondant au Canada. Par conséquent, au niveau des industries, les prix représentent réellement l'indice des prix américains des produits manufacturés correspondants.

Le cours du change

Le cours du change r_t est le prix du dollar américain exprimé en monnaie canadienne. Au début de l'étude, nous avons mesuré r_t d'après le cours du change en vigueur, en supposant que l'élasticité des prix canadiens, par rapport à celle des prix américains, était la même que l'élasticité du cours du change. Nous avons obtenu de meilleurs résultats en introduisant un décalage échelonné plutôt long sur le cours du change, et nous avons opté, en définitive, pour une moyenne mobile sur seize trimestres, que nous avons utilisée dans les résultats empiriques ci-après. Cette façon de procéder nous semble appropriée, vu que le dollar canadien était flottant durant une bonne partie de notre période de sondage. Règle générale, il semble raisonnable de croire que les entreprises réagissent à un cours du change qu'elles croient "permanent" plutôt qu'aux fluctuations à court terme, et que, lorsque le dollar est flottant, on en obtient une mesure plus exacte en utilisant une moyenne mobile. En outre, il semble que les industriels canadiens sont plutôt lents à s'adapter aux réévaluations importantes, de sorte que, encore une fois, un retard sur le change nous semble justifié ⁴.

² Voir le Tableau XXIX.

³ Voir un exposé de ces séries au chapitre sept.

⁴ Voir l'ouvrage de Dunn (1970).

La demande excédentaire

Comme nous l'avons dit au chapitre deux, nous avons mesuré la demande excédentaire (X_t), en construisant des variables de substitution pour les déséquilibres des stocks et des commandes sur carnet. Si une industrie produit en vue de stocker, nous pourrions nous attendre à ce qu'elle réagisse à un excès de la demande en diminuant ses stocks au-dessous d'un certain niveau d'équilibre désiré; si elle produit sur commande, sa réaction sera de laisser s'accumuler les commandes sur carnet au-dessus du niveau d'équilibre voulu. Dans un cas comme dans l'autre, une pression à la hausse s'exercerait sur les prix.

Nous avons utilisé les deux mesures suivantes du déséquilibre des stocks:

a) H_t/H_t^* , où H_t exprime la proportion du stock total par rapport aux expéditions à l'époque t , et H_t^* , le niveau d'équilibre du stock total par rapport aux expéditions, pris comme étant une moyenne mobile de H_t sur huit trimestres.

b) FG_t/FG_t^* , où FG_t exprime la proportion des stocks de produits finis par rapport aux expéditions à l'époque t , et où FG_t^* , le niveau d'équilibre correspondant, est défini comme une moyenne mobile de FG_t sur huit trimestres.

Dans les deux cas, nous supposons arbitrairement que le niveau d'équilibre peut être représenté de façon satisfaisante par une moyenne mobile sur huit trimestres de la variable correspondante. Evidemment, il est possible de produire des niveaux d'équilibre à l'aide de modèles plus approfondis du comportement des stocks, mais de semblables extensions exigent beaucoup de temps et dépassent le cadre de la présente étude. De plus, prenant en considération le fait que nos résultats semblent incontestablement supérieurs à ceux que Courchène a obtenus (1969) en estimant les niveaux d'équilibre des stocks à partir de ces modèles, il semble qu'il y aurait peu à gagner en suivant cette méthode.

Nous avons défini de manière analogue le déséquilibre des commandes sur carnet,

c) UO_t/UO_t^* , où UO_t exprime la proportion des commandes sur carnet par rapport aux expéditions à l'époque t , et UO_t^* , le niveau d'équilibre des commandes sur carnet par rapport aux expéditions, également mesuré d'après une moyenne mobile de UO_t sur huit trimestres.

A cause de l'agrégation, plusieurs des industries des grands groupes ou des industries du groupe à deux chiffres ont tendance à comprendre à la fois les industries qui produisent pour stocker et celles qui produisent sur commande. Ce phénomène revêt une importance particulière dans le cas des plus grands groupements, comme ceux des produits métalliques ou de l'ensemble de l'industrie manufacturière. Aussi dans notre travail empirique avons-nous introduit a) et b) comme solutions, de même que c) pour chacune des industries. Toutefois, comme il est évident que cette façon de procéder engendre un nombre élevé de combinaisons de variables de la demande, nous n'avons inclu dans notre équation générale que la combinaison qui s'est révélée la plus satisfaisante. Quant aux signes des coefficients, il devrait être clair, à la suite de l'exposé ci-dessus, que le coefficient de $\ln(H_t/H_t^*)$ ou de $\ln(FG_t/FG_t^*)$ devrait être négatif, et celui de $\ln(UO_t/UO_t^*)$, positif.

RESULTATS DES RECHERCHES EMPIRIQUES

Les résultats de l'estimation du modèle général sont donnés au Tableau XXII. Dans tous les cas, les équations ont tout d'abord été estimées d'après la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, étant donné les conséquences de l'autocorrélation en présence d'une variable dépendante de décalage, les calculs ont été refaits, en utilisant la transformation de Hildreth-Lu. L'estimation du paramètre autorégressif de premier ordre, obtenue par l'application de cette transformation, est exprimé dans le tableau par ρ ; là où $\rho = 0$ (comme dans les industries 02, 03, 08), les résultats présentés sont en réalité des estimations d'après la méthode des moindres carrés ordinaires ⁵. Les données

⁵ Nous tenons à souligner que dans ces trois cas, d'après la méthode de Hildreth-Lu, aucune transformation n'était nécessaire.

relatives aux diverses séries, pour des industries différentes, étant disponibles pour des périodes variables, nous avons estimé chaque équation en prenant le nombre maximal d'observations disponibles; la période d'estimation pour chaque équation est indiquée clairement dans le tableau.

Au Tableau XXIII, nous présentons nos équations préférées. Pour les obtenir, nous avons estimé de nouveau les modèles généraux, en omettant les variables dont les coefficients étaient peu importants au point de vue statistique, ou n'avaient pas le bon signe. Comme nous l'avons mentionné dans la sixième section du chapitre deux, notre critère habituel pour choisir nos équations préférées est de retenir une variable, lorsque son coefficient a le signe approprié et une statistique t qui soit au moins égale à l'unité. Parfois, lorsque pour des raisons théoriques nous le jugeons à propos, nous incluons des variables dont la statistique t est moindre que l'unité.

Ensemble du secteur manufacturier

Les résultats pour le secteur manufacturier dans son ensemble sont présentés à la partie supérieure des Tableaux XXII et XXIII. La puissance statistique de ces équations est remarquable; elles expliquent pratiquement toutes les variations de prix, avec une erreur type d'estimation de deux dixièmes pour cent environ. Tous les coefficients ont le signe prévu, et la plupart ont des statistiques t d'une unité au moins. Le coefficient du changement du coût unitaire de la main-d'oeuvre est le seul à avoir une statistique t inférieure à un, aussi avons-nous omis cette variable dans l'équation préférée.

Les effets dynamiques que voici sur les prix du coût et sur d'autres facteurs qui découlent de l'équation préférée sont du plus haut intérêt:

<u>Variable</u>	<u>Elasticité à court terme</u>	<u>Elasticité à long terme</u>
Coûts unitaires de la main-d'oeuvre	0.096	0.434
Coût des matériaux	0.188	0.161
Prix internationaux	0.431	0.282
Stocks ⁶	-0.0413	0.000
Commandes sur carnet ⁶	0.0318	0.000

Les changements qui surviennent dans les prix internationaux semblent avoir un effet important et immédiat sur les prix canadiens des produits manufacturés, et un impact moindre, quoique considérable, à long terme. Pour ce qui est du coût unitaire de la main-d'oeuvre cependant, c'est l'inverse qui est vrai, l'élasticité à court terme n'étant que le quart de sa valeur à long terme. L'impact des changements de prix des matières premières nous révèle un autre aspect de la question: les effets à court et à long terme ont à peu près la même importance.

Nous pouvons démontrer que ces résultats sont compatibles avec la théorie économique, étant donnés certains faits au sujet de la technologie particulière à l'industrie manufacturière. La production dans le secteur manufacturier étant ordinairement réalisée dans des conditions de rendement d'échelle constant ou croissant, il s'ensuit que l'effet à long terme sur les prix de l'augmentation de la demande sera nul (à moins que l'élasticité de la demande ne change avec le niveau de cette dernière). D'un autre côté, l'effet à court terme des changements de coûts dépendra de la mesure où ces coûts sont partagés par les concurrents actuels et éventuels. Si, à un niveau donné de la pression de la demande, il se produit un changement parallèle dans les coûts

⁶ Les effets à long terme d'un changement donné des stocks ou des commandes sont de zéro, par définition. Les effets à long terme d'un déséquilibre prolongé dans les stocks ou les commandes sont de -0.186 et de 0.143 respectivement.

partagés par tous les producteurs actuels et éventuels du marché, il peut en résulter immédiatement un déplacement général vers l'avant. L'égalité des effets à court terme et à long terme des coûts d'achat des facteurs de production - qui dépendent des prix des matières premières - s'explique donc en ces termes.

Le contraste de l'absorption des changements à court terme des coûts de la main-d'oeuvre s'explique également. A court terme, les entreprises peuvent croire que le fait de déplacer ces coûts puisse susciter l'entrée sur le marché de nouveaux concurrents ou une augmentation des importations. La diminution des marges de profit qui en résulte amène un ralentissement dans la croissance de la capacité et de la production, qui se traduira éventuellement par une hausse des prix, particulièrement si l'on se rend compte que les concurrents nouveaux et éventuels à l'étranger participent en fin de compte à la hausse initiale des coûts.

Les effets des fluctuations des prix américains sont plus complexes. Ces fluctuations influent en effet de trois façons sur les prix canadiens. Si les prix américains augmentent,

1. la demande de produits indigènes augmentera également;
2. l'élasticité de la demande diminuera, et
3. le prix d'achat des facteurs de production augmentera dans la mesure où les prix à l'importation se reflèteront dans les indices des prix des matières premières utilisées,

En ce qui a trait à l'augmentation de la demande, l'effet à court terme dépassera l'effet à long terme pour les raisons données précédemment. Il en est de même des effets de tout changement dans l'élasticité de la demande, dans la mesure où des marges de profit plus considérables favorisent l'accès aux marchés de nouveaux concurrents canadiens. Enfin, les effets du coût d'achat des articles nécessaires à la production devraient - d'après les résultats que nous avons obtenus au sujet des fluctuations du prix des matières premières - être les mêmes à court et à long terme. Nous devrions donc nous attendre à ce que les répercussions à court terme des fluctuations des prix internationaux égalent

ou dépassent clairement leurs répercussions à long terme, résultat compatible avec l'équation reproduite précédemment.

Les industries prises isolément

Les résultats du modèle général, ajusté selon les données des industries particulières, figurent au Tableau XXII. Quant au secteur manufacturier, nous avons essayé diverses mesures de la demande excédentaire pour chacune des industries, et nous avons choisi la plus heureuse pour le Tableau XXII. Dans l'ensemble, les coefficients ont le signe prévu. Lorsqu'un coefficient est réellement insignifiant, ou n'a pas le bon signe, nous avons laissé tomber la variable correspondante. Il en résulte un ensemble d'équations préférées, reproduites au Tableau XXIII, et auxquelles se limiteront notre exposé sur les résultats statistiques.

Règle générale, la qualité statistique des résultats pour les industries (Tableau XXIII) est bonne. Les \bar{R}^2 sont élevés, comme on pourrait s'y attendre pour des équations expliquant les niveaux des prix, où la variable dépendante de décalage est incluse en tant que variable explicative. La statistique de Durbin-Watson indique - dans la mesure où on peut s'y fier - que l'application de la transformation de Hildreth-Lu là où elle était nécessaire élimine la plus grande partie de l'autocorrélation. Une seule industrie, celle du caoutchouc, est peu satisfaisante, mais elle ne représente que 1.4 pour cent de la production manufacturière. Par contre, l'équation de l'industrie la plus importante, celle des produits métalliques (qui représente environ 26.3 pour cent de la production manufacturière), est excellente, et les résultats de la deuxième industrie par ordre d'importance, celle des aliments et boissons, sont également très satisfaisants.

Les coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre (ULC^N) sont significatifs dans six équations industrielles, et significatifs de façon marginale dans deux autres. En outre, le terme $\Delta \ln(ULC^N)_t$ est significatif de façon marginale dans une autre industrie, celle des transports, de sorte qu'il apparaît sous une forme quelconque dans neuf des 13 industries. Il est plus surprenant de voir qu'elle n'agit pas, en apparence, sur le prix des textiles.

Les prix des matières premières sont significatifs dans quatre équations, et significatifs de façon marginale dans cinq autres; en outre, $\Delta \ln(Pm)_t$ est important de façon marginale dans deux autres industries, de sorte que les prix des matières premières entrent en ligne de compte pour 11 des 12 industries dont les données sont disponibles ⁷.

Comme le démontrent les coefficients pour les prix américains, sept industries sont sujettes aux effets de liaison internationale à long terme, et les effets à court terme prédominent dans trois autres. Il est surprenant de constater, cependant, que les prix américains n'ont apparemment aucun effet sur le secteur du matériel de transport; ce qui est difficile à admettre, car c'est bien l'industrie où l'on aurait pu croire que l'influence internationale serait le plus considérable. Cette difficulté peut être attribuée en grande partie à l'insuffisance des données. L'indice des prix américains ne représente que le prix des véhicules automobiles, ce qui est probablement un indice insuffisant pour cette industrie dans son ensemble. Un autre problème sérieux, c'est que l'impact de l'Accord canado-américain sur les produits de l'automobile peut avoir faussé les résultats. Pour toutes ces raisons, il faut considérer cette équation avec beaucoup de réserve ⁸.

Comme nous l'avons dit précédemment, nous avons mesuré l'excès de la demande à l'aide de l'une des deux mesures suivantes: le déséquilibre des stocks ou celui des commandes

⁷ Il a été impossible d'établir un indice satisfaisant du prix des articles nécessaires à la production pour l'industrie des minéraux non métalliques.

⁸ Plusieurs essais ont été tentés afin de prendre en considération les répercussions de l'Accord canado-américain sur les produits de l'automobile. Nous avons introduit une variable factice simple pour la période où l'accord était en vigueur, mais cette variable n'était pas significative au plan statistique. Une variable des effets des prix, fondée sur les estimations de Beige (1970) relativement aux effets de l'Accord sur l'automobile, a été établie et essayée, mais elle n'était pas significative non plus. Dans aucun cas, l'importance de la variable du prix international n'a-t-elle augmenté.

sur carnet. Nous les avons essayées toutes deux, pour chaque industrie. Théoriquement, on pourrait croire que le stock des produits finis constitue une meilleure mesure de la demande excédentaire que le total des stocks, parce que ce dernier comprend les produits en cours de fabrication et peut être constitué en prévision d'un excédent futur de la demande, faussant par le fait même la relation entre le prix et la demande excédentaire ⁹. Cependant, à cause des problèmes d'agrégation au niveau des industries à deux chiffres, les deux mesures des stocks étaient à peu près les mêmes, et le stock de produits finis n'a donné de meilleurs résultats que dans deux industries seulement.

La meilleure mesure de la demande excédentaire était, en définitive, celle du total des stocks qui, au moins, était importante de façon marginale dans huit industries. Le stock des produits finis était significatif dans les deux plus grands groupes et, d'une façon très accentuée, dans l'industrie des métaux. Enfin, les commandes sur carnet étaient significatives dans trois des principaux groupes d'industries. Dans l'ensemble, dans neuf des 13 industries, au moins une des variables de la demande est significative (au moins de façon marginale), cependant que dans trois industries les deux variables sont significatives. L'industrie du textile présente un intérêt particulier: il semble que les prix y soient déterminés principalement par les conditions de la demande. La demande est également importante pour le groupe des produits métalliques, quoique les coûts ont également tendance à y jouer un rôle important.

Donc, pour résumer les tableaux XXII et XXIII, nous pouvons constater que les trois éléments - coûts intérieurs, prix internationaux et conditions de la demande - jouent tous un rôle important dans la détermination des prix. Certains de ces éléments semblent relativement peu importants dans certaines industries, mais tous le sont suffisamment dans un nombre assez grand d'industries pour que nous puissions conclure à leur importance dans l'ensemble du secteur manufacturier. Ces résultats sont donc une nouvelle preuve à l'appui de notre équation globale où les trois effets se sont révélés importants. Nous avons résumé, au Tableau XXIV, la preuve de l'importance, au point de vue statistique, des

⁹ Cela pourrait expliquer le mauvais signe de la variable de la demande, dans le cas de l'industrie du caoutchouc.

diverses variables explicatives incluses dans les équations de prix. Dans ce tableau, nous n'avons pas fait de distinction entre l'importance à court et à long terme; si une variable est classée comme ayant une répercussion importante, ce peut être à court terme, à long terme, ou les deux.

Nous avons présenté, au Tableau XXV, l'élasticité des prix à court terme et à long terme, en ce qui a trait aux variables explicatives de l'équation préférée. A peu d'exceptions près, l'élasticité à court terme concernant ULC^N est faible, ce qui concorde avec l'équation générale. Les seules industries où le coût de la main-d'oeuvre semble avoir une influence considérable à court terme sont celles du bois, des métaux et, à un degré moindre, des minéraux non métalliques. A la longue, les coûts de la main-d'oeuvre se traduisent davantage par des prix plus élevés. En plus des trois industries que nous venons de citer, les coûts à long terme de la main-d'oeuvre semblent également importants dans l'industrie du vêtement et dans celle du papier. Comme nous l'avons dit précédemment, les coûts unitaires de la main-d'oeuvre n'exercent aucune influence importante sur les prix des textiles; leur influence sur l'industrie du matériel de transport est également minime.

Comme dans les équations relatives au secteur manufacturier, l'influence du prix des matériaux sur la détermination des prix semble nettement plus marquée à court terme que celle du coût unitaire de la main-d'oeuvre. L'effet est particulièrement sensible dans les secteurs du tabac, du caoutchouc, du cuir, des produits métalliques et des transports. Les réactions à long terme sont beaucoup plus fortes que les réactions à court terme dans la plupart des industries, et tout particulièrement dans les industries des aliments et des boissons, du tabac, du caoutchouc, du cuir, des textiles et du bois. Cependant, c'est le contraire qui se produit dans trois industries, celles du papier, du matériel de transport et des produits métalliques. Il peut sembler quelque peu surprenant que les prix des entrées ne jouent aucun rôle, à long ou à court terme, dans l'industrie du vêtement, et aucun rôle à long terme dans l'industrie du papier. Dans l'industrie du vêtement, une forte proportion des facteurs nécessaires à la production est importée, et le coefficient de pondération des importations peut être absorbé par les prix américains correspondants. Dans l'industrie du papier, le problème réside peut-être dans le fait

que le marché, pour ce produit, est l'Amérique du Nord tout entière, de sorte que l'agrégation des industries canadiennes et américaines est peut-être appropriée. En outre, le prix des matières servant à la production élaboré pour cette industrie n'est pas très exact ¹⁰.

Les effets internationaux à court terme sont plus fortement ressentis dans les industries du caoutchouc, du textile, du bois et du papier, mais ils sont modérés dans plusieurs autres ¹¹. Un résultat qui nous semble curieux se rattache à l'industrie du bois où l'élasticité à court terme est de 0.89, et tombe à zéro à long terme. Cependant, du fait que le taux d'ajustement des séries aux changements de coût est de seulement 0.064 par trimestre dans cette industrie, il faudrait à cette dernière énormément de temps pour effectuer un ajustement complet, et dans l'intervalle d'autres changements à court terme seront survenus ¹². Dans les industries du vêtement et des métaux, le niveau des prix à long terme semble lié plutôt étroitement aux prix internationaux. La grande élasticité à long terme, pour les minéraux non métalliques, peut en partie servir de substitut aux prix des matériaux indigènes, au sujet desquels aucune donnée n'étaient disponible. En outre, la très grande élasticité à long terme, pour le caoutchouc, est une conséquence de la grande valeur du coefficient de $\ln P_{t-1}$. Cependant, comme le coefficient de $\ln (P_{us.r})_t$, dans l'équation relative au caoutchouc, a un t de 0.4, on ne peut guère accorder de haute signification à ce chiffre.

¹⁰ Voir la section 3 de l'annexe.

¹¹ Pour chaque industrie, la variable du prix international utilisée est le prix américain correspondant corrigé par une moyenne mobile du cours du change. Pour six industries (02, 04, 05, 06, 07 et 10), nous avons utilisé comme variable de rechange un prix corrigé en fonction des changements tarifaires du Kennedy Round. A cause des effets modérés de ces changements tarifaires, (voir l'étude du Conseil économique du Canada), il en est résulté peu de changements dans les équations.

¹² Le taux d'ajustement qui découle de l'équation (1) n'est, évidemment, que de $(1 - d_g)$.

Les influences de la demande sont importantes pour bon nombre d'industries, ainsi que pour l'ensemble du secteur manufacturier, y compris des industries essentielles, comme celles des aliments et boissons et des produits métalliques. Ces variables sont également importantes, au point de vue statistique, pour les industries du cuir, du textile, du bois, du papier et du matériel de transport, et d'une importance marginale pour les industries du tabac et du vêtement. C'est seulement dans les quatre industries ci-après: le caoutchouc, les minéraux non métalliques, le pétrole et le charbon, et les produits chimiques, qu'elles étaient sans importance. Il est bon de souligner que ce qui caractérise les industries de ce dernier groupe, c'est une concentration industrielle au moins modérée ¹³. D'un autre côté, la présence d'industries à forte concentration dans le premier groupe porte à croire que le haut niveau d'agrégation que nous avons utilisé nous interdit de tirer des conclusions définitives des effets de la concentration sur l'évolution des prix en réaction à la demande, au moins en nous fondant sur cette preuve.

Au Tableau XXVI, nous avons groupé les diverses élasticités calculées pour les industries composantes (en prenant les coefficients de pondération des expéditions) jusqu'au niveau de l'ensemble du secteur manufacturier, et nous avons comparé les moyennes obtenues aux élasticités correspondantes, découlant des équations relatives au secteur manufacturier ¹⁴. Alors que la moyenne pondérée des élasticités du coût de la main-d'oeuvre à court terme est pratiquement identique à l'estimation correspondante obtenue pour l'ensemble du secteur manufacturier, la somme des élasticités à long terme est un peu plus faible, quoique la différence ne soit pas considérable. Il faut souligner que, tant à court qu'à long terme, la moyenne des élasticités du prix des facteurs de production des industries est supérieure à celle de l'ensemble du secteur manufacturier, alors que l'inverse est vrai pour les prix internationaux. Cela est peut-être dû au fait que l'indice des prix des facteurs de production des industries comprend certains articles manufacturés

¹³ Voir la section 8 de l'annexe.

¹⁴ Les coefficients de pondération des expéditions datent d'août 1961 (voir la section 8 de l'annexe).

importés, alors que ces derniers sont exclus de l'indice correspondant pour l'ensemble du secteur manufacturier. Enfin, alors que les élasticités, en ce qui a trait au déséquilibre des stocks, semblent assez uniformes, l'élasticité des commandes sur carnet obtenue par l'agrégation des industries prises séparément semble plutôt faible. Cependant, cette différence est peut-être due à une erreur systématique introduite dans notre méthode de sélection. Nous avons obtenu nos équations préférées en omettant les variables insignifiantes du point de vue statistique, même lorsqu'elles avaient le bon signe. Les commandes sur carnet étant typiquement insignifiantes avec un faible coefficient positif, le fait de les omettre, comme nous l'avons fait dans plusieurs équations, entraîne une erreur systématique par défaut dans la moyenne, ce qui peut expliquer la différence entre cette dernière et le coefficient correspondant dans l'équation du secteur manufacturier.

L'agrégation directe des résultats des équations de chaque industrie qui figure au Tableau XXVI ne tient pas compte des effets indirects des hausses de prix dans un secteur, par suite de leur impact sur les prix des matériaux achetés dans d'autres secteurs. Cependant, comme la proportion des matériaux nécessaires à la production et achetés à d'autres industries manufacturières est réellement petite ¹⁵, ces effets indirects ne sont pas très importants. Nous estimons que, pour tenir compte des effets indirects, l'élasticité à court terme devrait être majorée de cinq pour cent environ, et les élasticités à long terme, de six pour cent environ ¹⁶. Dans la troisième colonne du Tableau XXIX, nous présentons, pour fins de comparaison, les chiffres corrigés pour chaque composante du total des coûts unitaires de la main-d'oeuvre ¹⁷.

¹⁵ Les prix des matériaux étant nets de tout achat intra-sectoriel, l'importance des produits manufacturés achetés pour les grands secteurs comme les métaux et les aliments est moindre que pour les petites industries, comme celle des produits du tabac.

¹⁶ Les ajustements exacts à faire pour tenir compte des effets indirects nécessiteraient le calcul de l'inverse de la matrice $(I - A_{ij})$, où A_{ij} représente l'élasticité du prix de l' i ème industrie manufacturière, en réaction aux changements de prix de la j ème industrie manufacturière, et où I

Comparaison avec des études précédentes

Très peu d'études ont été publiées sur l'évolution des prix au Canada. Au niveau de l'ensemble, des études expliquant l'Indice des prix à la consommation ont été effectuées par Reuber (1964), Vanderkamp (1966), Bodkin, Bond, Reuber et Robinson (1966), et Cragg (1971) 18.

Bodkin et ses collaborateurs ont formulé un modèle où le changement en pourcentage de l'IPC est rattaché au changement en pourcentage des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre (et, tour à tour, à la moyenne du salaire horaire),

16 (suite) est la matrice unitaire. Par suite de l'absence d'estimation de l'impact précis du prix de chaque matériau sur chaque prix final, nous utilisons le facteur suivant comme ajustement approximatif pour tenir compte des effets indirects, au moment de l'agrégation des équations de chaque industrie:

$$F = \frac{1}{1 - \sum_i \epsilon_{pm, i} \cdot \beta_i \cdot S_i}$$

où $\epsilon_{pm, i}$ est l'élasticité du $i^{\text{ème}}$ prix par rapport aux changements survenus dans l'indice du prix d'achat des matériaux nécessaires à la production, β_i est l'importance relative des produits manufacturés dans les matériaux de la $i^{\text{ème}}$ industrie achetés pour fins de production, et S_i , la fraction de produits manufacturés effectivement expédiés par l' $i^{\text{ème}}$ industrie. Nous avons calculé deux facteurs de correction pour les élasticités à court terme et à long terme, respectivement. Ce sont:

élasticité à court terme	1.050
élasticité à long terme	1.057

17 On peut facilement appliquer la même correction aux coefficients des stocks à court terme et des commandes sur carnet découlant de l'agrégation.

18 Dans une récente étude (1970), Dunn examine aussi de façon quelque peu détaillée l'importance du lien qui existe entre les prix américains et les prix canadiens, dans certaines industries.

au changement en pourcentage de l'indice de déflation implicite du prix des importations, ainsi qu'aux deux premières valeurs décalées de la variable dépendante. Ce modèle est passablement différent de nos modèles de niveaux, et la comparaison en est difficile, surtout que les modèles ont des variables dépendantes différentes.

Néanmoins, les élasticités implicites, qui décrivent l'impact des coûts unitaires de la main-d'oeuvre sur les prix calculés à partir de leur équation la plus comparable à la nôtre, sont remarquablement compatibles avec les estimations que nous avons obtenues. Plus précisément, ces auteurs obtiennent une élasticité à court terme de l'IPC, en ce qui a trait à ULC^N , de 0.10, et une élasticité à long terme de 0.47, comparées à nos estimations de 0.10 et de 0.43 respectivement pour le secteur manufacturier. Dans l'équation qu'ils considèrent eux-mêmes comme étant "la meilleure" (où ULC^N est remplacée par AHE), ces élasticités montent à 0.20 et à 1.09 respectivement. Cette dernière semble anormalement élevée, mais dans des variantes subséquentes du modèle, ces deux estimations sont réduites à des grandeurs plus acceptables.

Leur élasticité à court terme du prix des importations (dans l'équation contenant les coûts unitaires de la main-d'oeuvre) est d'environ 0.08, cependant que le chiffre correspondant à long terme est d'environ 0.5. Ce résultat diffère passablement des nôtres, et l'écart s'explique probablement par le fait que les auteurs n'incluent pas les prix des matériaux comme variable indépendante distincte. Enfin, ils trouvent que diverses mesures de la demande excédentaire - dont l'une est identique à notre déséquilibre des stocks - ne comptent pas de façon importante dans leurs équations qui expliquent les changements en pourcentage des prix. Ils indiquent, cependant, que ces variables de la demande sont quelquefois importantes dans certaines équations du niveau des prix. Ils en concluent ainsi que l'influence directe des facteurs de la demande sur la formation des prix est d'importance secondaire. Bien que nos résultats confirment le fait que les influences des coûts sont probablement prédominantes, nous trouvons, néanmoins, que la demande est également importante et significative.

Dans une récente étude (1969), Courchene a estimé des équations de prix pour le secteur manufacturier, ainsi que

pour six industries choisies, des groupes à deux et à trois chiffres. Le but principal de cette étude était de déterminer de façon précise l'impact, sur le mouvement des prix, de la demande excédentaire mesurée par le déséquilibre des stocks. Il a opéré la régression des changements absolus des prix (à l'aide d'observations trimestrielles) sur le déséquilibre des stocks, sur les changements de salaire horaire, les fluctuations des prix américains correspondants, et, enfin, les variations des prix des matières premières. Puisqu'il explique les premières différences, et que ses modèles ne comprennent aucun décalage, ses résultats décrivent donc les réactions à court terme. Malheureusement, il n'a pas déclaré les élasticités, et, comme il travaille à partir de changements absolus, il serait difficile, encore une fois, d'effectuer une comparaison précise avec nos résultats.

Cependant, ses résultats indiquent clairement que, pour le secteur manufacturier, les prix des matériaux et les prix américains ont tendance à être plus importants que les salaires dans la détermination du mouvement des prix; ceci est compatible avec nos résultats à court terme. En outre, ses équations indiquent que la demande excédentaire est également un important déterminant des fluctuations des prix à court terme, ce qui s'accorde aussi avec nos résultats.

De ses six équations relatives aux industries, seules celles du cuir et du textile se comparent directement aux nôtres. Il trouve, tout comme nous, que la demande est importante dans les deux cas. Toutefois, en ce qui concerne les autres variables, les deux études donnent des résultats différents. Alors que nous trouvons que les coûts unitaires de la main-d'oeuvre, les prix intérieurs des facteurs de production et les prix internationaux sont autant de facteurs déterminants significatifs du prix du cuir, les salaires, d'après Courchene, constituent un facteur négligeable, et les deux dernières variables n'ont qu'une importance marginale. D'un autre côté, dans l'industrie textile, nous trouvons que le coût de la main-d'oeuvre est insignifiant, que les prix intérieurs des facteurs de production sont significatifs, et que les prix internationaux, sont significatifs de façon marginale; Courchene par contre obtient des coûts de la main-d'oeuvre significatifs de façon

marginale, et des prix des matières premières insignifiants, et n'introduit pas les prix américains. On peut, sans doute, attribuer au moins en partie, la différence entre ces résultats à des périodes de sondage différentes 19.

Courchene rapporte également dans son étude des résultats quant aux industries du matériel lourd de transport, de la machinerie électrique lourde et l'industrie du fer et de l'acier; ces résultats soulignent l'importance de la demande dans ces industries 20. La première industrie citée fait partie de notre industrie du matériel de transport, alors que les deux autres font partie du groupe des produits métalliques; nous avons aussi trouvé que les prix, dans ces deux industries, sont sensibles à l'excès de la demande. Enfin, dans ces deux industries, l'industrie du fer et de l'acier et l'industrie de la machinerie électrique, il trouve également que les effets des coûts sont significatifs, ce qui s'accorde avec nos équations sur les métaux et les produits métalliques.

QUELQUES TESTS PRELIMINAIRES DE REGIMES DES PRIX LIMITANT

L'ACCES AU MARCHE ET LA MARGE THEORIQUE DE RENDEMENT

On peut considérer le modèle général exposé précédemment comme un modèle flexible de hausse ou de majoration des prix. Flexible, dans le sens que les prix peuvent, à brève échéance, être influencés par la demande; hausse des prix dans le sens que, à la longue, les prix sont entièrement déterminés par les coûts unitaires et les prix internationaux.

L'importance des prix internationaux dans un certain nombre de secteurs ainsi que dans l'ensemble du secteur manufacturier indique cependant qu'une marge bénéficiaire fixe par rapport aux coûts unitaires donne une description incomplète de l'évolution des prix dans le secteur manufacturier canadien. Nous devrions plutôt dire que la marge de profit visée est elle-même touchée par la condition d'accès au

19 L'analyse de Courchene s'étend sur la période de 1956 à 1962.

20 La sixième industrie de Courchene est celle des réfrigérateurs, des aspirateurs et des appareils électriques.

marché, avec les prix internationaux comme principal facteur déterminant du prix qui en limite l'accès.

Etant donné l'importance d'une variable qui influe sur la condition d'accès au marché, il est intéressant d'examiner aussi les effets possibles des autres variables. Les variables traditionnelles énumérées par Bain ²¹ à l'origine - avantages des coûts absolus, économies d'échelle et différenciation des produits - semblent suffisamment stables et assez difficiles à mesurer dans un contexte de séries chronologiques pour nous empêcher d'en examiner les répercussions. On peut s'attendre cependant à ce que les variables qui influent sur les frais de premier établissement pour les nouveaux venus sur le marché influent également sur le prix limitant l'accès au marché. Pour le secteur manufacturier dans son ensemble, nous étudierons les effets de deux de ces variables: le taux d'intérêt et le taux moyen réel de l'impôt sur le revenu des sociétés ²².

Plusieurs raisons militent en faveur de l'inclusion des frais de premier établissement comme facteur déterminant de l'évolution des prix. La première, c'est que dans une industrie concentrée qui fait appel au capital plus qu'à la main-d'oeuvre, les frais de premier établissement constituent une barrière qui en restreint l'accès. Si les frais de premier établissement augmentent, qu'on prévoit qu'ils resteront élevés, l'industrie aura une raison de plus de majorer ses prix. Deuxièmement, des frais de premier établissement plus élevés, dans une industrie concentrée, peuvent amener une poussée sur les prix par les coûts. Enfin, dans les industries concentrées, dominées, dans une large mesure, par une société unique, il peut y aller de l'intérêt à long terme de l'entreprise de fixer ses prix de manière à liquider sa part du marché dans un délai quelconque prévu. Une augmentation des frais de premier établissement, qui s'annoncerait durable, abrégerait cette période et amènerait la société à majorer ses prix, hâtant ainsi l'accès de nouveaux concurrents.

²¹ Voir Bain (1962).

²² Il serait intéressant d'étudier les effets des changements détaillés du régime fiscal; cependant une telle analyse dépasserait de beaucoup le cadre de la présente étude.

Comme substitut aux frais de premier établissement, nous avons utilisé une mesure du rendement moyen des obligations et des titres des sociétés, obtenue d'après McLeod, Young et Weir. C'est là une mesure plutôt grossière; pour une mesure plus raffinée, il aurait fallu inclure les effets des impôts sur le revenu des sociétés dans les frais de premier établissement. Par conséquent, nous avons fait part des effets des changements des taux d'impôts en introduisant une moyenne mobile sur huit trimestres des taux réels des impôts sur le revenu des sociétés, en vue de tenir compte du temps que mettent les sociétés pour se décider à introduire les variations d'impôt dans la détermination des prix. Encore ici, on pourrait s'attendre à une poussée des coûts causée par les impôts ²³.

Ces deux hypothèses sont vérifiées au Tableau XXVII, à l'aide de l'équation préférée pour le secteur manufacturier. Nous avons inclus toutes les variables, une à la fois, ainsi que le taux de rendement des titres et le taux réel de l'impôt. Le taux de rendement des titres entre dans l'équation, ce qui nous incite fortement à penser que les frais de premier établissement sont réellement importants. Le taux réel de l'impôt est également important de façon marginale, et a le signe prévu. Il a une signification plus forte lorsqu'il s'ajoute au taux de rendement des titres, ce qui nous a porté à croire qu'une étude plus poussée du rôle que jouent les frais de premier établissement pourrait faire l'objet de recherches ultérieures profitables. Ajoutés aux données plus considérables obtenues au sujet des prix internationaux, ces résultats démontrent que la détermination des prix limitant l'accès au marché revêt une importance considérable à long terme.

Considérons maintenant l'hypothèse selon laquelle les sociétés fixent leurs prix en ayant pour objectif un certain

²³ De plus, même si la théorie micro-économique traditionnelle a démontré que le monopoleur, devant une certitude, ne réagira pas à l'imposition d'un impôt sur le revenu des sociétés, cette conclusion ne s'applique plus dans le cas d'une incertitude. Il a été démontré qu'alors le monopoleur, au moment d'établir les prix, fixera probablement un prix plus élevé, lui faisant ainsi absorber une partie des effets de l'impôt. Voir Penner (1967).

revenu de leurs investissements. Premièrement, nous devons souligner que le modèle général et les résultats préférés signalés précédemment sont en général conformes à ce comportement, lorsque les prix internationaux et les prix intérieurs augmentent au même rythme. Cela, parce que les données disponibles indiquent peu de changement dans le rapport "capital financier" et "ventes", pour ces industries, durant la période d'observation. Ainsi, établir les prix de façon à réaliser une marge constante de profit sur les ventes (méthode ordinairement décrite comme étant un régime des prix à base des coûts totaux), c'est la même chose que de déterminer les prix en visant un certain rendement du capital investi dans ces conditions. Les conditions d'accès le permettant--c.-à-d. lorsque les prix internationaux augmentent au même rythme que les coûts intérieurs--c'est précisément ce qui découle de nos résultats, vu que la somme des élasticités pour les trois facteurs de coût est en accord avec le maintien de profits unitaires lorsque les coûts unitaires augmentent.

Cependant, une autre version de l'hypothèse du régime de prix à marge théorique de rendement a récemment été élaborée et testée par Eckstein et Wyss (1970). Selon cette hypothèse, les prix réagissent aux marges de profit réelles. Si ces dernières sont-au-dessous du niveau requis pour donner le rendement désiré, soit π , les prix augmentent. Si les marges de profit dépassent le seuil requis pour réaliser le taux maximal de rendement visé, les prix baissent. On peut formuler cette hypothèse de différentes manières.

Une hypothèse possible--celle qui est énoncée ici--consiste à supposer que l'oligopoleur ne réagit à ces variations des marges de profit que si elles persistent un certain temps. De manière spécifique, nous supposons que si $\pi^* > \bar{\pi}$, où π^* indique une moyenne mobile de profit sur huit trimestres, les prix peuvent baisser, alors que si $\pi^* < \bar{\pi}$, l'ajustement contraire peut se produire. Si l'on suppose que $\bar{\pi}$ demeure constant durant la période de l'estimation, alors un simple test de l'hypothèse consisterait à inclure π^* , mesuré d'après les bénéfices à répartir entre les actionnaires, après déduction des impôts, comme variable explicative additionnelle. Comme autre hypothèse, nous avons également testé la possibilité que le taux de rendement visé soit une moyenne mobile de profits réels sur huit trimestres, et que les sociétés réagissent rapidement à un déséquilibre, en considérant l'écart entre les profits réels et cette moyenne mobile des prix sur huit trimestres.

Dans les deux tests, dont le premier seulement est exposé, les variables de profit sont insignifiantes, ce qui prouve que cette version particulière de l'hypothèse du rendement visé devrait être rejetée. Toutefois, comme nous l'avons expliqué précédemment, nos résultats s'accordent avec l'hypothèse du régime des prix à marge théorique de rendement, où les sociétés ne modifient pas leurs prix en fonction de variations cycliques des taux de profit.

RESUME ET CONCLUSIONS

Revoyons maintenant la portée de l'ensemble des équations préférées. Premièrement, nous étudierons la dynamique qui découle de la réaction des prix. En guise de conclusion, nous commenterons de nouveau la signification de ces résultats, pour la théorie servant de base à la détermination des prix.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, la demande excédentaire joue un rôle important dans plusieurs industries. L'étude de la sensibilité relative des prix aux variations de la demande, d'un côté, et des coûts unitaires, de l'autre, est révélatrice. Le Tableau XXVIII présente un ensemble d'élasticités à court terme des réactions de la demande, pour le secteur manufacturier et pour le principal groupe d'industries qui le compose. Ces élasticités indiquent la réaction à court terme des prix, si l'on satisfait totalement à une augmentation de la demande (mesurée par les expéditions) par une diminution des stocks d'un côté, ou si on laisse s'accumuler les commandes sur carnet, de l'autre. Dans un cas comme dans l'autre, on suppose qu'il n'y a aucune réaction de la production, et on indique donc la réaction maximale à court terme à une augmentation de 1 pour cent de la demande, si les entreprises réagissent de l'une ou l'autre des deux manières mentionnées. Dans la mesure où la réaction de l'entreprise à une augmentation de la demande comprend à la fois une diminution des stocks et une augmentation des commandes sur carnet, la réaction réelle sera une moyenne quelconque des deux chiffres déclarés. Le Tableau XXIX présente les élasticités des réactions à court terme et à long terme, en ce qui a trait aux changements des coûts unitaires totaux et de leurs composantes.

Comparons les chiffres pour l'ensemble du secteur manufacturier; ces résultats indiquent que les prix sont

TABLEAU XXII

Modèle général des prix

Industrie	C	$\ln(ULC^N)_t$	$\ln(Pm)_t$	$\ln(Pus.r)_t$	$\ln \left[\frac{H}{H^*} \right]_t$	$\ln \left[\frac{FG}{FG^*} \right]_t$	$\ln \left[\frac{UO}{UO^*} \right]_t$	$\Delta \ln(ULC^N)_t$	$\Delta \ln(Pm)_t$	$\Delta \ln(Pus.r)_t$	$\ln P_{t-1}$	Période	$\bar{R}^2/D.W.$	$\rho/se.$
Ensemble du secteur manufacturier [†]	0.440 (2.456)	0.0956 (3.563)	0.0366 (1.135)	0.0615 (1.827)	-0.0412 (-2.440)	—	0.0315 (1.813)	0.0071 (0.0943)	0.152 (2.247)	0.368 (4.978)	0.779 (10.327)	53:4 - 69:4	0.999 1.93	0.385 0.0200
01 Aliments et boissons	0.667 (1.514)	0.0521 (1.204)	0.178 (2.898)	0.0571 (0.952)	—	-0.0422 (-2.210)	—	-0.0983 (-0.486)	0.0020 (0.023)	0.119 (1.500)	0.659 (6.811)	54:4 - 69:2	0.991 2.01	0.223 0.0067
02 Tabac	0.140 (0.668)	0.0169 (0.389)	0.0218 (0.509)	0.0277 (0.921)	—	-0.0107 (-4.780)	—	0.0185 (0.367)	0.592 (8.800)	0.0787 (0.801)	0.951 (14.040)	54:4 - 69:2	0.992 1.88	0.078 0.0074
03 Caoutchouc [†]	-3.613 (-1.303)	-0.393 (-1.089)	0.879 (1.666)	0.147 (1.230)	0.0318 (1.896)	—	—	0.280 (0.654)	-0.436 (-0.900)	0.0646 (0.211)	0.897 (8.041)	59:4 - 69:2	0.920 2.08	0.000 0.0154
04 Cuir [†]	0.734 (1.985)	0.0920 (2.257)	0.473 (7.056)	0.120 (1.848)	-0.0141 (-2.307)	—	—	-0.0894 (-3.064)	-0.114 (-1.687)	-0.0042 (-0.103)	0.378 (4.641)	50:4 - 69:2	0.998 1.99	0.727 0.0086
05 Textile	0.0577 (0.217)	-0.0199 (-1.184)	0.0094 (0.716)	-0.0267 (-1.374)	-0.0050 (-1.418)	—	0.0256 (4.079)	0.110 (1.191)	-0.0060 (-0.051)	0.0596 (0.958)	0.982 (17.71)	54:4 - 69:2	0.999 1.97	-0.223 0.0041
06 Vêtement	2.702 (3.204)	0.335 (4.508)	0.0836 (0.638)	0.201 (2.214)	-0.0252 (-2.387)	—	—	-0.242 (-2.533)	-0.483 (-1.968)	-0.277 (-1.034)	0.267 (2.370)	53:4 - 69:2	0.999 1.93	0.542 0.0057
07 Industries du bois [†]	0.270 (0.899)	0.0961 (2.412)	-0.0157 (-0.173)	0.0257 (0.435)	-0.0168 (-2.383)	—	-0.0039 (-0.176)	0.282 (2.211)	-0.0289 (-0.248)	0.885 (9.489)	0.919 (23.08)	59:4 - 69:2	0.999 2.07	-0.243 0.0046
08 Papier	2.090 (4.372)	0.224 (4.555)	-0.0841 (-1.930)	0.125 (2.572)	-0.0277 (-2.754)	—	0.0351 (2.202)	-0.261 (-1.900)	0.198 (1.847)	0.365 (4.154)	0.556 (5.102)	59:4 - 69:2	0.991 2.23	0.000 0.0037
10 Produits métalliques [†]	1.100 (4.604)	0.224 (3.068)	0.0238 (0.537)	0.173 (3.698)	-0.0722 (-6.917)	—	0.0201 (2.998)	-0.271 (-0.766)	0.355 (2.246)	-0.0340 (-0.288)	0.608 (8.427)	53:4 - 69:2	0.997 1.94	-0.135 0.0070

TABLEAU XXII (suite)

Industrie	C	$\ln(\text{ULC}^N)_t$	$\ln(\text{Pm})_t$	$\ln(\text{Pus.r})_t$	$\ln\left[\frac{H}{H^*}\right]_t$	$\ln\left[\frac{\text{FG}}{\text{FG}^*}\right]_t$	$\ln\left[\frac{\text{UO}}{\text{UO}^*}\right]_t$	$\Delta\ln(\text{ULC}^N)_t$	$\Delta\ln(\text{Pm})_t$	$\Delta\ln(\text{Pus.r})_t$	$\ln P_{t-1}$	Période	$\bar{R}^2/\text{D.W.}$	$\rho/\text{se.}$
11 Matériel de transport ^a	0.265 (0.351)	0.143 (-1.602)	-0.443 (2.363)	-0.226 (-1.352)	-0.0047 (-0.404)	—	-0.0048 (-1.295)	0.147 (2.913)	0.290 (0.955)	0.254 (1.250)	0.538 (5.231)	53:4 - 69:2	0.998 2.07	0.702 0.0097
14 Minéraux non-métalliques [†]	2.073 (3.824)	0.201 (1.429)	N.A.	0.237 (2.299)	—	0.0045 (0.417)	—	-0.0872 (-0.533)	N.A.	-0.0563 (-0.588)	0.525 (4.156)	54:4 - 69:2	0.999 1.84	0.609 0.0065
15 Pétrole et charbon [†]	2.220 (2.961)	-0.0731 (-0.666)	-0.0230 (-0.174)	0.0881 (1.430)	0.0044 (0.585)	—	—	0.0803 (0.981)	0.176 (1.615)	0.0234 (1.473)	0.539 (4.302)	54:4 - 69:2	0.999 2.02	0.898 0.0068
16 Produits chimiques	1.643 (3.788)	0.136 (3.022)	0.0683 (1.727)	-0.0093 (-0.155)	—	—	0.0214 (1.144)	-0.110 (-2.171)	-0.115 (-0.645)	-0.350 (-2.213)	0.543 (4.327)	59:4 - 69:4	0.999 1.85	0.265 0.0024

† Indique que ULC^N se base sur la tendance exponentielle de la fonction de productivité. Dans tous les autres cas, ULC^N est basé sur la tendance quadratique.

^a On a également ajouté une variable accessoire pour faire part des effets du Pacte de l'automobile. Elle était insignifiante, et son coefficient n'est pas donné.

N.A. Données non accessibles.

TABLEAU XXIII
Equations préférées des prix

Industrie	C	$\ln(\text{ULC}^N)_t$	$\ln(\text{Pm})_t$	$\ln(\text{Pus.r})_t$	$\ln\left[\frac{H}{H^*}\right]_t$	$\ln\left[\frac{FG}{FG^*}\right]_t$	$\ln\left[\frac{UO}{UO^*}\right]_t$	$\Delta\ln(\text{ULC}^N)_t$	$\Delta\ln(\text{Pm})_t$	$\Delta\ln(\text{Pus.r})_t$	$\ln P_{t-1}$	Période	$\bar{R}^2/\text{D.W.}$	$\#/\text{se.}$
Ensemble du secteur manufacturier [†]	0.440 (2.482)	0.0964 (3.793)	0.0357 (1.180)	0.0627 (1.951)	-0.0413 (-2.463)	—	0.0318 (1.887)	—	0.152 (2.273)	0.368 (5.007)	0.778 (10.385)	53:4 - 69:4	0.999 1.93	0.388 0.0020
01 Aliments et boissons	0.551 (1.364)	0.0436 (1.119)	0.184 (3.476)	0.0404 (0.749)	—	-0.0411 (-2.294)	—	—	—	0.141 (1.927)	0.681 (7.808)	54:4 - 69:2	0.996 1.99	0.167 0.0066
02 Tabac	0.0609 (0.702)	—	0.0286 (1.363)	0.0725 ^a (2.203)	—	-0.0133 (-1.055)	—	—	0.583 (10.382)	0.0889 ^b (0.948)	0.958 (31.21)	54:4 - 69:2	0.992 1.86	0.000 0.0072
03 Caoutchouc [†]	—	—	0.0766 (1.699)	0.0187 (0.374)	—	—	—	—	0.195 (1.049)	0.500 (3.280)	0.923 (20.30)	51:4 - 69:2	0.859 1.81	0.000 0.0217
04 Cuir [†]	0.706 (2.858)	0.0923 (2.279)	0.475 (7.402)	0.114 (3.110)	-0.0142 (-2.366)	—	—	-0.0896 (-3.098)	-0.115 (-1.729)	—	0.382 (5.555)	50:4 - 69:2	0.998 1.99	0.728 0.0085
05 Textile	0.229 (1.446)	—	0.0242 (2.198)	—	-0.0059 (-1.911)	—	0.0228 (4.339)	—	0.114 (1.174)	—	0.926 (22.61)	54:4 - 69:2	0.994 1.95	-0.089 0.0042
06 Vêtement	2.307 (5.866)	0.261 (4.350)	—	0.179 (4.238)	-0.011 (-1.201)	—	—	-0.221 (-2.181)	—	—	0.450 (4.853)	53:4 - 69:2	0.999 2.00	0.397 0.0059
07 Industries du bois [†]	—	0.0517 (3.245)	0.0505 (1.505)	—	-0.0142 (-2.433)	—	—	0.238 (2.353)	—	0.885 (12.01)	0.936 (26.42)	59:4 - 69:2	0.999 2.03	-0.208 0.0044
08 Papier	1.779 (3.398)	0.164 ^c (4.105)	—	0.0902 (2.053)	-0.0198 (-2.123)	—	0.0310 (1.933)	—	0.151 (1.473)	0.363 (4.024)	0.559 (5.149)	59:4 - 69:2	0.991 1.86	0.000 0.0038

TABLEAU XXIII (suite)

Industrie	C	$\ln(\text{ULC}^N)_t$	$\ln(\text{Pm})_t$	$\ln(\text{Pus.r})_t$	$\ln \left[\frac{\text{H}}{\text{H}^*} \right]_t$	$\ln \left[\frac{\text{FG}}{\text{FG}^*} \right]_t$	$\ln \left[\frac{\text{UO}}{\text{UO}^*} \right]_t$	$\Delta \ln(\text{ULC}^N)_t$	$\Delta \ln(\text{Pm})_t$	$\Delta \ln(\text{Pus.r})_t$	$\ln P_{t-1}$	Période	$\bar{R}^2/\text{D.W.}$	$\rho/\text{se.}$
10 Produits métalliques [†]	0.994 (5.420)	0.205 (3.204)	0.0484 (1.878)	0.146 ^a (4.793)	--	-0.0729 (-8.928)	0.0184 (2.928)	--	0.350 (2.285)	--	0.617 (9.113)	53:4-69:2	0.998 1.93	-0.166 0.0069
11 Matériel de transport	0.651 (2.475)	0.0086 (0.255)	0.0207 (0.514)	--	-0.0181 (-2.170)	--	--	0.0210 (1.866)	0.388 (1.613)	--	0.839 (13.94)	51:1-69:2	0.997 2.00	0.427 0.0098
14 Minéraux non-métalliques [†]	1.671 (3.928)	0.157 (1.423)	--	0.196 (2.570)	--	--	--	--	--	--	0.618 (6.190)	54:4-69:2	0.999 1.85	0.535 0.0063
15 Pétrole et charbon	2.189 (3.421)	--	0.112 (1.098)	0.101 (2.176)	--	--	--	0.0320 (0.516)	--	--	0.409 (3.672)	54:4-69:2	0.998 1.80	0.950 0.0068
16 Produits chimiques [†]	1.441 (3.301)	0.155 (3.588)	0.0686 (3.684)	--	--	--	0.0144 (0.763)	-0.100 (-1.945)	--	--	0.581 (5.314)	59:4-69:2	0.999 1.91	0.275 0.0024

[†] Indique que ULC^N est basé sur la tendance exponentielle de la fonction de productivité. Dans tous les autres cas, ULC^N est basé sur la tendance quadratique.

^a C'est le coefficient de $\ln r_t$ seulement. $\ln \text{Pus}_t$ est supprimé.

^b C'est le coefficient de $\Delta \ln \text{Pus}_t$ seulement. $\Delta \ln r_t$ est supprimé.

^c C'est le coefficient de $\ln \text{ULC}_{t-1}^N$.

TABLEAU XXIV

Résumé de la preuve décrivant l'importance statistique des variables explicatives dans l'équation de prix

Industrie	Coût unitaire de la main-d'oeuvre	Prix des facteurs de production intérieurs	Prix internationaux	Demande
Ensemble du secteur manufacturier.....	xx	xx	xx	xx
01 Aliments et boissons.....	x	xx	x	xx
02 Tabac.....	0	xx	xx	x
03 Caoutchouc.....	0	x	xx	0
04 Cuir.....	xx	xx	xx	xx
05 Textile.....	0	xx	x	xx
06 Vêtement.....	xx	0	xx	x
07 Industries du bois.....	xx	x	xx	xx
08 Papier.....	xx	x	xx	xx
10 Produits métalliques.....	xx	xx	xx	xx
11 Matériel de transport.....	x	x	0	xx
12 Minéraux non métalliques.....	x	NA	xx	0
15 Pétrole et charbon.....	-	x	xx	0
16 Produits chimiques.....	xx	xx	0	-

- xx indique que la variable est significative (statistique t plus grande que 2) dans l'équation préférée.
- x indique que la variable est significative de façon marginale (statistique t entre 1 et 2).
- indique que la variable n'est pas significative (statistique t moindre que 1 l'unité).
- 0 indique que la variable n'a pas été incluse dans l'équation préférée.

TABLEAU XXV
Elasticités des prix calculées à partir
des équations préférées

Industrie	ULC ^N		P _m		Internationaux		Stocks		Commandes sur carnet	
	à court terme	à long terme	à court terme	à long terme	à court terme	à long terme	à court terme	à long terme	à court terme	à long terme
Ensemble du secteur manufacturier	0.0964	0.434	0.188	0.161	0.431	0.282	-0.0413	0	0.0318	0
01 Aliments et boissons	0.0436	0.137	0.184	0.577	0.181	0.125	-0.0411	0	0	0
02 Tabac	0	0	0.612	0.681	0.089	1.73	-0.0133	0	0	0
03 Caoutchouc	0	0	0.264	0.994	0.617	0.217	0	0	0	0
04 Cuir	0.003	0.151	0.360	0.769	0.114	0.184	-0.0142	0	0	0
05 Textile	0	0	0.138	0.327	0.453	0.205	-0.006	0	0.0228	0
06 Vêtement	0.041	0.475	0	0	0.179	0.325	-0.011	0	0	0
07 Industries du bois	0.290	0.808	0.0505	0.789	0.885	0	-0.0142	0	0	0
08 Papier	0	0.372	0.151	0	0.453	0.205	-0.0198	0	0.0310	0
10 Produits métalliques	-0.205	0.535	0.398	0.126	0.146	0.381	-0.0729	0	0.0184	0
11 Matériel de transport	0.030	0.053	0.409	0.150	0	0	-0.0181	0	0	0
14 Minéraux non métalliques	0.157	0.411	0	0	0.196	0.513	0	0	0	0
15 Pétrole et charbon	0.032	0	0.112	0.190	0.101	0.171	0	0	0	0
16 Produits chimiques	0.055	0.370	0.0696	0.164	0	0	0	0	0.0144	0

TABLEAU XXVI

Comparaison de la somme des élasticités des industries, pondérée par les coefficients de pondération des expéditions, avec les élasticités de l'ensemble du secteur manufacturier

	Somme des industries	L'ensemble du secteur manufacturier
Coût unitaire de la main-d'oeuvre.....		
à court terme	0.0970	0.0964
à long terme	0.324	0.434
Prix des facteurs de production.....		
à court terme	0.232	0.188
à long terme	0.287	0.161
Prix internationaux.....		
à court terme	0.208	0.431
à long terme	0.220	0.282
Stocks.....		
à court terme	-0.0342	-0.0413
à long terme	0	0
Commandes sur carnet.....		
à court terme	0.0097	0.0318
à long terme	0	0

TABLEAU XXVII
Equations additionnelles des prix pour l'ensemble du secteur manufacturier

C	$\ln(\text{ULC}^N)_t$	$\ln(\text{Pm})_t$	$\ln(\text{Pus.r})_t$	$\ln\left \frac{H}{H^*}\right _t$	$\ln\left \frac{UO}{UO^*}\right _t$	$\Delta\ln(\text{Pm})_t$	$\Delta\ln(\text{Pus.r})_t$	$\ln P_{t-1}$	$\ln \pi_t^*$ ^a	$\ln b_t$ ^b	$\ln T_t^*$ ^c	$\bar{R}^2/\text{D.W.}$	$\sigma/\text{se.}$
0.372 (1.418)	0.0906 (2.969)	0.0491 (0.958)	0.0424 (0.632)	-0.0403 (-2.352)	0.0299 (1.668)	0.145 (2.016)	0.375 (4.953)	0.792 (9.496)	0.0037 (0.332)			0.999 1.93	0.379 0.0020
0.854 (3.517)	0.0709 (2.752)	0.0447 (1.560)	0.0921 (2.843)	-0.0505 (-3.115)	0.0218 (1.322)	0.136 (2.091)	0.363 (5.206)	0.688 (8.516)		0.0177 (2.416)		0.999 1.90	0.355 0.0019
-0.0869 (-0.172)	0.0902 (3.536)	0.0310 (1.034)	0.0306 (0.727)	-0.0424 (-2.555)	0.0320 (1.911)	0.166 (2.437)	0.365 (5.007)	0.830 (9.623)			0.0187 (1.092)	0.999 1.90	0.370 0.0020
0.174 (0.360)	0.0597 (2.309)	0.0397 (1.423)	0.0515 (1.292)	-0.0531 (-3.347)	0.0207 (1.282)	0.153 (2.348)	0.358 (5.238)	0.749 (8.662)		0.0195 (2.684)	0.0256 (1.588)	0.999 1.87	0.333 0.0019

^a π_t^* indique une moyenne mobile, sur 8 trimestres, des profits, impôts payés, divisés par l'équité des actionnaires.

^b b_t indique le rendement moyen des obligations des sociétés.

^c T_t^* indique une moyenne mobile, sur 8 trimestres, du taux réel de l'impôt sur le revenu des sociétés.

TABLEAU XXVIII
Elasticités à court terme des prix par rapport à la demande, en
supposant une réaction nulle de la production

	Réaction par les stocks ^a	Réaction par les commandes sur carnet ^b
Ensemble du secteur manufac- turier ^c	0.090	0.080
01 Aliments et boissons.....	0.086	-
02 Tabac.....	0.031	-
03 Caoutchouc.....	-	-
04 Cuir.....	0.018	-
05 Textile.....	0.007	0.020
06 Vêtement.....	0.013	-
07 Bois.....	0.019	-
08 Papier.....	0.029	0.094
10 Produits métalliques.....	0.148	0.007
11 Matériel de transport.....	0.026	-
14 Minéraux non métalliques.....	-	-
15 Pétrole et charbon.....	-	-
16 Produits chimiques.....	-	0.126

^a Elasticité des prix par rapport aux expéditions, de par son effet sur le déséquilibre du rapport stocks-expéditions.

^b Elasticité des prix par rapport aux expéditions, de par son effet sur le déséquilibre du rapport commandes sur carnet-expéditions.

^c Toutes les élasticités découlent des équations préférées figurant au Tableau XXIII.

TABLEAU XXIX
Autres estimations des élasticités de la réaction des prix
aux changements de coûts unitaires

Elément des coûts	Elasticité de la réaction des prix			Importance relative des éléments de coût dans le prix unitaire ^d
	Equation pour le secteur manufacturier ^a	Agrégation des équations des industries: effets directs ^b	Agrégation des équations des industries: effets directs et indirects ^c	
Coût de la main-d'oeuvre...CT	0.096	0.097	0.102	0.325
LT	0.434	0.324	0.342	
Prix d'achat des facteurs de production.....CT	0.188	0.232	0.244	0.525 ^e
LT	0.161	0.287	0.303	
Coûts totaux.....CT	0.284	0.329	0.346	0.850 ^e
LT	0.595	0.611	0.645	
Prix internationaux.....CT	0.431	0.208	0.218	voir la note ^e
LT	0.282	2.220	0.233	
Coûts totaux et prix internationaux.....CT	0.715	0.537	0.564	0.850 ^f
LT	0.877	0.831	0.878	

TABLEAU XXIX (suite)

- a Basée sur la première équation du Tableau XXIII.
- b Agrégation (à l'aide des coefficients de pondération des expéditions) des élasticités industrielles basées sur les équations préférées du Tableau XXIII.
- c Voir la note 16 dans le texte.
- d Les estimations présentées dans cette colonne sont fondées sur les données des tableaux de flux inter-industriels de 1961 (voir: Canada, Bureau Fédéral de la statistique, System of National Accounts: Input - Output Tables, vol 1: The Input - Output Structure of the Canadian Economy. Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1969. BFS 15-501: Tableau 1, pp. 262-267.) Les achats intrasectoriels des facteurs de production sont exclus.
- e L'achat des matériaux pour fins de production comprend les importations de produits manufacturés et de produits non manufacturés, vu que les effets sur le coût unitaire des fluctuations des prix des facteurs de production, pour les équations des industries prises isolément, doivent se refléter dans les indices de prix des matières premières achetées. L'indice du prix d'achat des facteurs de production, utilisé pour l'équation du secteur manufacturier dans son ensemble, exclut cependant les prix des produits manufacturés; on peut s'attendre à ce que les élasticités de la réaction aux prix des facteurs soient plus faibles, et l'élasticité de la réaction aux prix internationaux, plus élevée que l'agrégation des résultats de chaque industrie prise séparément, vu que le coefficient de pondération des importations de produits manufacturés, dans le prix unitaire du total des produits manufacturés, est de 0.075.
- f La valeur de 0.15 qui reste du prix unitaire s'explique par la marge de profits bruts.

beaucoup moins sensibles aux changements de la demande qu'aux changements des coûts unitaires, même à court terme. En moyenne, une augmentation de un pour cent de la demande entraînera une augmentation immédiate des prix d'un peu moins de un dixième pour cent, cependant qu'une augmentation des coûts unitaires occasionnera une augmentation immédiate de près d'un tiers pour cent des prix. A long terme, une augmentation de un pour cent des coûts unitaires fera monter les prix de six dixièmes pour cent, alors que les effets qui découlent de la demande seront nuls.

L'étude de la dynamique à court terme de la réaction des prix à un changement donné de la demande est également intéressante. Fondée sur l'équation globale pour l'ensemble du secteur manufacturier, la réaction maximale à un changement de la demande est atteinte dans les cinq trimestres qui suivent l'augmentation de la demande. Ensuite, les prix diminuent graduellement jusqu'à leur niveau original ²⁴. Alors que cet effet est, dans une certaine mesure, inclus dans les modèles par la formulation particulière des variables de la demande, il faut signaler que ce modèle d'effets est celui que nous attendons de n'importe quelle forme de structure de marché dans des conditions de coûts constants. A long terme, les prix sont déterminés par les coûts unitaires, de sorte que les fluctuations de la demande ne peuvent influencer sur les prix à long terme que par leurs répercussions sur les coûts unitaires.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les coûts unitaires sont importants pratiquement dans toutes les industries. Le modèle des effets dynamiques est particulièrement intéressant. Conformément à l'équation globale, nous constatons que les coûts de la main-d'oeuvre sont, en fait, absorbés à court terme par les marges de profit réduites, l'impact qu'ils provoquent ne tendant à disparaître complètement qu'après plusieurs périodes. L'agrégation des

²⁴ A partir de la première équation du Tableau XXIII, on peut calculer qu'une augmentation de 0.1 pour cent du déséquilibre des stocks donne le schème de temps suivant des fluctuations de prix durant les huit premiers trimestres: .0413, .0682, .0841, .0912, .0915, .0867, .0778, .0657. Les réactions aux changements de déséquilibre des commandes sur carnet suivent un modèle semblable, bien que les valeurs en diffèrent quelque peu.

équations préférées révèle qu'une augmentation de un pour cent des coûts unitaires de la main-d'oeuvre occasionnera éventuellement une augmentation d'un tiers pour cent des prix (ce qui concorde de très près avec leur importance par rapport à tous les autres coûts), quoique moins d'un tiers de cet effet se produise durant le trimestre qui suit l'augmentation des coûts de la main-d'oeuvre.

Par contre, le schème chronologique de la réaction des prix aux fluctuations du coût des matières premières est très rapide. L'impact à court terme de ces prix est à peu près le même que l'impact à long terme.

La somme des élasticités des coûts unitaires des matériaux et de la main-d'oeuvre indique jusqu'à quel point les fluctuations des coûts intérieurs sont reversées sur les clients ou absorbés par les marges de profits bruts ainsi réduites. Il faut souligner que la somme de ces élasticités est quelque peu inférieure au coefficient de pondération de ces deux composantes du total des coûts unitaires, indiquant ainsi qu'une certaine partie de l'augmentation de ces coûts est absorbée par des marges moindres de profits. Cela est particulièrement important à court terme, mais il se produit également une certaine absorption à long terme. Vu l'importance des profits et des prix à la consommation dans la détermination des salaires, de laquelle nous avons traité au chapitre trois, ce résultat révèle certaines tendances stabilisatrices intégrées, susceptibles d'annuler une inflation engendrée par des causes indigènes uniquement. En l'absence de fluctuations des prix internationaux, la poussée ascensionnelle de la spirale salaires-prix peut être jugulée par l'absorption des coûts, et l'inflation des coûts sera éventuellement enrayée par la compression des marges de profit qu'elle engendre.

Cependant, lorsque les prix internationaux augmentent en même temps que les coûts intérieurs, les prix canadiens augmentent assez rapidement pour maintenir ou élargir les marges de profit. Ainsi, une inflation engendrée par des sources étrangères ne présentera pas les mêmes caractéristiques autolimitatives qu'une inflation de source interne. Une poussée inflationniste de l'extérieur aura tendance à augmenter les marges de profit, conduisant, par le fait même, à des effets secondaires sur les salaires. Dans le chapitre huit, qui traitera des rapports internationaux, nous étudierons plus longuement l'effet net de ces changements.

Qu'il suffise de souligner ici le fait que, comme dans le cas des salaires, la preuve concorde avec une répercussion directe importante et relativement forte des prix étrangers sur les prix intérieurs.

Considérés dans leur ensemble, les résultats obtenus en matière de prix concordent avec le comportement des prix tiré d'un modèle flexible à marge théorique de profit. A court terme, les prix sont influencés par les conditions de la demande dans la plupart des secteurs, et réagissent plutôt lentement aux changements des coûts de la main-d'oeuvre, ce qui nous porte à croire qu'on ne s'en tient pas strictement au régime des prix visant une marge de profit. A long terme cependant, la détermination des prix semble compatible avec le régime des prix fondé sur le coût total ou à marge théorique de rendement, lorsque la marge bénéficiaire ou le rendement envisagés sont déterminés par les conditions d'accès au marché. La principale variable qui détermine les prix limitant l'accès au marché semble être le prix correspondant à l'étranger. Cependant, la preuve préliminaire quant au rôle des taux d'intérêt et des impôts sur le revenu des sociétés, exposée précédemment, démontre que les facteurs qui influent sur les frais de premier établissement (donc sur les conditions d'accès) peuvent également influencer sur les marges de profit théoriques.

Chapitre six

LES SALAIRES NOMINAUX DANS L'INDUSTRIE

MANUFACTURIERE AUX ETATS-UNIS

Puisque l'économie canadienne est une économie ouverte, l'évolution des salaires et des prix dans l'industrie manufacturière au Canada sera fortement influencée par les événements qui se produisent aux Etats-Unis. Ceux qui sont chargés d'établir les programmes au Canada ne sont évidemment pas en mesure d'exercer une influence sur le mouvement des prix et des salaires aux Etats-Unis, mais ils ont tout intérêt à savoir comment on en arrive à déterminer les prix et les salaires dans ce pays. De tels renseignements permettraient de prévoir les événements étrangers qui pourraient avoir des répercussions sur l'économie canadienne, et de prendre les mesures nécessaires afin d'obvier aux effets défavorables de ces répercussions.

C'est surtout dans ce but que nous entreprendrons aux chapitres six et sept l'étude des mécanismes servant à établir les salaires, les prix et la productivité dans l'industrie manufacturière aux Etats-Unis. L'analyse des salaires sera faite dans le présent chapitre, alors qu'on traitera de la productivité et des prix dans le chapitre

suivant. Dans les modèles de détermination des salaires et des prix aux Etats-Unis, nous ne tiendrons pas compte de l'influence des salaires et des prix étrangers. Par ailleurs, sauf quelques légers écarts, les modèles utilisés dans ces deux chapitres seront les mêmes que ceux que nous avons utilisés aux chapitres trois et quatre, pour l'industrie manufacturière au Canada. Comme nous l'avons fait pour le Canada, nous étudierons l'industrie manufacturière dans son ensemble, et chacune des industries manufacturières du groupe à deux chiffres en particulier (sauf les industries manufacturière diverses et celle des pièces d'artillerie). En plus de ces deux niveaux d'agrégation, nous présenterons aussi des résultats pour les industries des biens durables et des biens non durables, considérées en tant que groupes. C'est dans l'analyse des coûts de **production que s'est** révélée la seule lacune de ce mode de présentation des résultats: par suite de l'absence d'un ensemble complet d'indices de coûts des matières premières, nous n'avons pu présenter d'équation pour huit des dix-neuf industries du groupe à deux chiffres.

Ce qui caractérise notre analyse des salaires nominaux dans l'industrie manufacturière aux Etats-Unis, tout comme celle que nous avons faite pour le Canada, c'est l'utilisation de coefficients de pondération en fonction des conventions collectives; une description du mode d'élaboration de ces coefficients sera incluse dans l'annexe du présent chapitre. Nous avons tout d'abord l'intention d'adopter la même approche que celle utilisée au chapitre trois pour le Canada, mais, les résultats obtenus n'étant pas satisfaisants, nous avons dû modifier le modèle et son évaluation. Nous discuterons de ces modifications dans la première section de ce chapitre. Dans la deuxième section, nous définirons les variables utilisées et nous ferons la description des données. Les résultats obtenus seront présentés et résumés dans les troisième, quatrième et cinquième sections.

MODIFICATIONS APPORTEES AU MODELE

Nous avons tenté d'adopter pour les données concernant les Etats-Unis le modèle des salaires utilisé au chapitre trois, mais les résultats ont laissé beaucoup à désirer.

Les R^2 étaient invariablement faibles¹, même dans les variations procentuelles, et les signes erronés étaient fréquents, non seulement dans le cas des équations d'agrégation, mais aussi pour la plupart des équations concernant les industries du groupe à deux chiffres. Ces piètres résultats indiquaient clairement la nécessité de reformuler le modèle; voici les modifications que nous y avons apporté:

(i) "Jalonnement" de la convention

La première modification consistait à substituer à l'hypothèse voulant que, dans une convention englobant plusieurs périodes, les ajustements se fassent au début de chaque trimestre, l'hypothèse selon laquelle les ajustements se font au trimestre de la signature de la convention et à tous les quatre trimestres par la suite. C'est le phénomène de jalonnement dont nous avons parlé au chapitre deux. Il n'y aura exception que si la convention doit expirer dans les deux trimestres suivant l'ajustement; nous supposerons alors qu'aucun ajustement n'a été effectué. Par exemple, dans une convention portant sur onze trimestres, nous avons supposé que les ajustements ont été faits aux premier, cinquième et neuvième trimestres. Cependant, si la convention ne devait porter que sur 10 trimestres, les ajustements ne se feraient qu'aux premier et cinquième trimestres. En réalité, le jalonnement des conventions n'est pas aussi rigide; notre hypothèse ne devrait cependant pas déformer la réalité.

(ii) Moyenne mobile des profits et du chômage,
s'étendant sur quatre trimestres

Nous avons signalé au chapitre deux que les variations dans les salaires négociés peuvent dépendre de la valeur donnée aux variables explicatives portant sur une période

¹ Notamment, les R^2 étaient de beaucoup inférieurs à ceux de l'industrie canadienne (chapitre trois). L'une des raisons de cette différence pourrait être que nous avons moins arrondi au départ les chiffres concernant les salaires aux Etats-Unis. Pour centrer les données, dans le cas des Etats-Unis, notre moyenne a été calculée sur une base de deux mois, alors que pour le Canada, la moyenne portait sur une période de trois mois.

plus longue que le trimestre au cours duquel la convention est signée. Par conséquent, notre deuxième modification consistait à remplacer les valeurs de chômage et des profits au cours du trimestre actuel par une moyenne mobile (dont les coefficients de pondération sont égaux) des quatre derniers trimestres. Cependant, cette approche n'a été adoptée que pour les conventions signées par suite de négociations collectives; nous avons conservé les valeurs courantes pour le secteur de libre concurrence et comme mesure des tendances salariales.

(iii) Utilisation de variations chevauchant quatre trimestres

Une des difficultés que nous rencontrons fréquemment au cours d'études dans lesquelles la variable représente une différence primaire (ou une variation procentuelle) utilisant des données trimestrielles, provient des très faibles coefficients de détermination (R^2). Tandis qu'ordinairement un R^2 faible, compte tenu de la nature des données en cause, peut être l'indice d'un rendement insatisfaisant du modèle, dans le cas présent cette conclusion n'est pas justifiée. On ne peut douter que les données trimestrielles concernant les salaires, que nous analysons ici contiennent une bonne partie d'éléments superflus, et lorsque nous ajoutons ces éléments à une proportion probablement considérable de variations que, pour des raisons "légitimes", nous n'avons pu expliquer, il en résulte qu'il est très difficile de distinguer les modèles des hypothèses.

Puisqu'on peut généralement réduire une erreur de mesure par la méthode des moyennes, il n'est pas rare que les économistes, et c'est notre cas, aient recours aux variations chevauchant sur quatre trimestres (ce qui équivaut à remplacer toutes les quantités par des moyennes mobiles de quatre trimestres). Toutefois, alors que la plupart du temps cette façon de procéder amène effectivement une diminution des erreurs de mesure et par conséquent un accroissement de la précision, il faut prendre garde que cet accroissement ne soit pas illusoire. Si le terme d'erreur du modèle expliquant les différences primaires trimestrielles est vraiment aléatoire, le terme d'erreur résultant de l'agrégation implicite sur quatre trimestres pour arriver au modèle qui explique les variations chevauchant sur quatre trimestres ne le sera pas, mais il indiquera par contre un taux positif et

important d'autocorrélation. Comme on le sait², cette autocorrélation comporte deux conséquences importantes pour les évaluations fondées sur la méthode des moindres carrés ordinaires:

- a) les formules habituelles de variance et d'erreur-type représentent des écarts systématiques par défaut; en moyenne, par conséquent, elles tendent à sous-estimer les variances et les erreurs-types réelles, et mènent à des statistiques t qui représentent des écarts systématiques par excès;
- b) même si l'on employait les formules correctes, les moindres carrés ordinaires ne suffisent plus comme procédé de prévision. Il faut avoir recours à la méthode des moindres carrés généralisés.

En résumé, l'utilisation de différences chevauchant sur quatre trimestres n'est pas condamnable en soi. Si l'on croit que des erreurs de mesure, dans les variables dépendantes ou indépendantes, peuvent avoir de graves conséquences, cette façon de procéder est même recommandée. Cependant si l'on suppose que le terme d'erreur original est vraiment aléatoire, il faut utiliser en même temps les moindres carrés généralisés dans l'évaluation. C'est ce que nous avons fait.

(iv) Le rôle des prix à la consommation

La dernière modification apportée aux méthodes adoptées au chapitre trois concerne la façon dont les variations des prix à la consommation sont indiquées dans le modèle. Même après avoir apporté les trois premières modifications, les variations dans le coût de la vie continuaient à n'avoir que peu d'importance. Compte tenu de l'importance que l'on accorde à l'IPC dans d'autres études récentes³, cela nous semblait peu plausible et nous a amenés à considérer une autre façon de présenter les faits.

² Voir le chapitre 13 de l'ouvrage de Malinvaud (1970).

³ Voir Gordon (1970, 1971), Hymans (1970) et Perry (1965, 1970).

Comme nous l'avons signalé au chapitre trois, les variations du coût de la vie ont de multiples conséquences sur les salaires nominaux. Tout d'abord, une de ces conséquences provient des conventions contenant des clauses d'échelle mobile d'ajustement des salaires. Ici l'effet est direct et se fait sentir dans un laps de temps très court. Il y a ensuite les conséquences des augmentations passées du coût de la vie, qui n'étaient pas prévues au moment où la convention a été signée. Par conséquent, les syndicats tenteront de ramener le salaire réel à son niveau antérieur. Ce phénomène se produit surtout au moment où l'on doit signer de nouvelles conventions, et constitue probablement l'un des facteurs les plus importants de "l'augmentation de base décroissante" dans les conventions portant sur plusieurs années. En dernier lieu, il y a les conséquences dont les accélérationnistes font grand état, et qui semblent provenir des variations prévues dans le coût de la vie⁴.

Pour traiter des deux premiers effets, nous avons adopté les mesures suivantes:

- 1) pour les effets d'échelle mobile, nous avons inclus les variations actuelles de l'IPC, pondérées selon la proportion de la main-d'oeuvre directe travaillant présentement sous le régime de conventions contenant des clauses mobiles d'ajustement des salaires,
- 2) pour le phénomène de compensation, nous avons pris les variations de l'Indice des prix à la consommation pour une période correspondant à la durée moyenne des conventions expirant au cours de la dernière période et ne comportant pas de clause d'échelle mobile, et nous les avons pondérées selon la proportion de la main-d'oeuvre directe visée par ces conventions.

Nous verrons que ces deux méthodes ont produit des résultats beaucoup plus satisfaisants.

⁴ Voir Friedman (1968), Phelps (1968) de même que l'étude de cette question aux chapitres deux et trois de ce document.

Nous n'avons pas inclus dans nos résultats (présentés ci-dessous) le troisième effet, soit celui qui semble provenir de prévisions quant à l'inflation future. Comme nous l'avons déjà mentionné, nous avons tout d'abord utilisé la méthode adoptée au chapitre trois, consistant à inclure l'Indice des prix à la consommation (pondéré selon les conventions) tout en indiquant qu'il pourrait servir de variable de substitution des expectatives quant à l'inflation. Cependant, les premiers résultats que nous avons obtenus étaient médiocres et nous avons dû abandonner cette formulation. Ce résultat, bien que quelque peu surprenant, est cependant conforme aux résultats obtenus par Turnovsky-Wachter; en 1972, pour l'ensemble de l'industrie manufacturière. Leur rapport indiquait qu'en ce qui concerne les Etats-Unis, l'écart entre le taux réel d'inflation et le taux prévu est un facteur beaucoup plus important dans la détermination des variations salariales que ces expectatives elles-mêmes. Cet écart, qui mesure l'erreur dans les prévisions antérieures, constitue essentiellement un effet de compensation, de sorte que les résultats que nous obtenons présentement sont conformes à ceux que nous avons obtenus plus tôt, au niveau global⁵.

VARIABLES ET DONNEES

Les équations (ou une de leurs variantes) que nous avons finalement évaluées sont les suivantes:

$$\dot{W}_{it} = a + \beta_1 U_t^{-1} + \beta_2 \tilde{U}_t^* + \gamma_1 \pi_{it} + \gamma_2 \tilde{\pi}_{it}^* + \xi_1 \dot{P}_t^* + \xi_2 \ddot{P}_t^* \\ + \kappa_1 \ln(W_i/W_T)_{t-1} + \kappa_2 \ln(W_i/W_T)_{t-1}^* + \lambda z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

⁵ Après avoir obtenu les résultats de notre travail empirique mentionnés dans les troisième et quatrième sections et comprenant les quatre modifications décrites ci-dessus, les équations pour toute l'industrie manufacturière, de même que pour les biens durables et non durables, ont été réévaluées en utilisant les deuxième, troisième et quatrième modifications, mais non pas celle du jalonnement. Les résultats ont été sensiblement les mêmes, ce qui indique que l'utilisation d'une pondération uniforme ou d'une pondération par jalonnement n'est pas d'une importance capitale.

$$\dot{W}_{it} = \alpha + \beta_1 \dot{E}_{it} + \beta_2 \ddot{E}_{it}^* + \gamma_1 \pi_{it} + \gamma_2 \tilde{\pi}_{it}^* + \xi_1 \dot{P}_t^* + \xi_2 \ddot{P}_t^* + \kappa_1 \ln(W_i/W_T)_{t-1} + \kappa_2 \ln(W_i/W_T)_{t-1}^* + \lambda z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

dans lesquelles:

\dot{W}_t = le pourcentage de variation du salaire horaire moyen
à l'intérieur du trimestre;

U_t = le taux de chômage;

$$\tilde{U}_t^* = \sum_{\tau=0}^{t-n(t)} k_{t,t-\tau} \tilde{U}_{t-\tau}, \quad \text{où}$$

$k_{t,t-\tau}$ = le coefficient de pondération de l'emploi défini comme le rapport entre le nombre de travailleurs affectés à la production (main-d'oeuvre directe) au cours du trimestre t et visés par des conventions signées au cours du trimestre t- τ , (et dont les salaires sont ajustés au cours de t) et l'emploi de la main-d'oeuvre directe au cours du trimestre t, et

$$\tilde{U}_t = \left[\frac{1}{4} \sum_{\tau=1}^4 U_{t-\tau} \right]^{-1}$$

π = profits, impôts fédéraux payés, plus l'amortissement et les prélèvements en vue de l'épuisement, en pourcentage de l'équité des actionnaires;

$$\tilde{\pi}_t^* = \sum_{\tau=0}^{t-n(t)} k_{t,t-\tau} \tilde{\pi}_{t-\tau}, \quad \text{où}$$

$$\tilde{\pi}_t = \frac{1}{4} \sum_{\tau=1}^4 \pi_{t-\tau}$$

\dot{p}^* = le pourcentage des variations de l'Indice des prix à la consommation, d'un trimestre à l'autre, pondéré par la proportion de la main-d'oeuvre directe travaillant présentement sous le régime de conventions collectives contenant une clause d'échelle mobile des salaires;

\ddot{p}^* = le pourcentage de variation de l'Indice des prix à la consommation pour la période correspondant à la durée moyenne des conventions expirant au cours du dernier trimestre et ne contenant pas de clause d'échelle mobile, pondéré par la proportion de la main-d'oeuvre directe visée par ces conventions;

W = le salaire horaire moyen, selon des heures normales de travail;

W_T = le salaire horaire moyen, selon des heures normales de travail, pour toute l'industrie manufacturière;

$$\ln \left[\frac{W_i}{W_T} \right]_{t-1}^* = \ln \sum_{\tau=1}^{t-n(t)} k_{t,t-\tau} \left[\frac{W_i}{W_T} \right]_{t-\tau}$$

\dot{E}_t = le pourcentage des variations dans la main-d'oeuvre directe, d'un trimestre à l'autre;

$$\dot{E}_t^* = \sum_{\tau=0}^{t-n(t)} k_{t,t-\tau} \dot{E}_{t-\tau}, \text{ où}$$

$$\dot{E}_t = \frac{1}{4} \sum_{\tau=1}^4 \dot{E}_{t-\tau}$$

Z_t = le nombre de travailleurs affectés à la production, pondéré d'après les conventions et exprimé en pourcentage du total de la main-d'oeuvre directe;

ε_t = variance accidentelle;

i = indice représentant l'industrie i .

Remarques:

- 1) Il faut noter que la variable dépendante est définie comme la variation procentuelle à l'intérieur du trimestre. Les niveaux du début et de la fin du trimestre ont été obtenus en faisant la moyenne pour décembre-janvier, mars-avril, etc.
- 2) Comme dans les chapitre deux et trois, un astérisque indique que la quantité correspondante a été pondérée d'après les conventions. Il faut cependant noter que, puisqu'on suppose le jalonnement des conventions, $k_{t,t-\tau} = 0$ sauf dans $\tau = 1, 5, 9, \dots$
- 3) Les valeurs déterminantes pour le taux de chômage, la variation dans l'emploi et l'autofinancement brut sont définies comme des moyennes mobiles sur quatre trimestres, à partir du trimestre antérieur. Cette façon de procéder, conformément à la deuxième modification indiquée précédemment, suppose donc que les conditions du marché des denrées et de la main-d'oeuvre au cours de toute l'année qui précède, et non pas seulement celles qui existent au moment de la signature de la convention, influencent les négociations salariales.
- 4) La dernière variable, z , n'est incluse que pour des raisons purement statistiques: nous avons tenté en effet de tenir compte du fait que les coefficients de pondération utilisés pour établir les quantités pondérées sont fondés sur un examen incomplet des conventions collectives.

Données

A l'exception des coefficients de pondération décrits à l'annexe, les données proviennent de sources facilement accessibles. Les données sur les salaires et sur l'emploi sont des versions révisées de celles qui apparaissent dans Employment and Earnings Statistics for the United States 1909-1970⁶. Pour les années antérieures à 1956 (1959,

⁶ U.S. Bureau of Labour Statistics, Employment and Earnings, United States, 1909-1970, Washington,

dans le cas de l'industrie automobile), le salaire horaire moyen brut a été converti en taux de salaire pour des heures normales de travail, selon les facteurs de conversion qui apparaissent à la page 539 du numéro d'avril 1950 de la Monthly Labor Review. Les taux de chômage sont tirés de la revue Employment and Earnings, livraison d'avril 1971. Compte tenu que les taux de chômage dans les diverses industries ne sont pas disponibles pour les années antérieures à 1956 (ou 1959, dans quelques cas), et puisque de toute façon le concept du taux de chômage dans une industrie donnée n'a que peu de valeur en soi, nous avons utilisé le taux de chômage global de l'industrie des biens durables pour chaque industrie de biens durables, et le taux de chômage de l'industrie des biens non durables pour chaque industrie de biens non durables. Enfin, les données concernant les profits, recueillies par la banque de données de l'Université de Georgetown, proviennent de la revue Quarterly Financial Reports, publiée conjointement par la Security Exchange Commission et la Federal Trade Commission. Pour tous les modèles et pour toutes les industries, ces données sont trimestrielles, et couvrent la période de 1951 à 1969.

RESULTATS DES RECHERCHES EMPIRIQUES

Les résultats empiriques sont représentés au Tableau XXX. Nous avons calculé sept équations pour chacune des industries. Quatre de ces équations ont été estimées uniformément pour toutes les industries, soient:

$$(i) \quad \dot{W}_{it} = \alpha + \beta_1 \tilde{U}_t^{-1} + \gamma_1 \pi_{it} + \xi_1 \dot{CPI}_t \\ + \kappa_1 \ln(W_i/W_T)_{t-1} + \epsilon_{it}$$

$$(ii) \quad \dot{W}_{it} = \alpha + \beta_2 \tilde{U}_t^* + \gamma_2 \pi_{it}^* + \xi_1 \dot{CPI}_t \\ + \kappa_2 \ln(W_i/W_T)_{t-1}^* + \lambda Z_{it} + \epsilon_{it}$$

6 (suite)

U.S. Government Printing Office, 1971 (Bulletin No. 1312-7). On a bien voulu mettre à notre disposition les chiffres révisés, avant publication.

$$(iii) \dot{W}_{it} = \alpha + \beta_1 \dot{E}_{it} + \gamma_1 \pi_{it} + \xi_1 \dot{CPI}_t \\ + \kappa_1 \ln(W_i/W_T)_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$(iv) \dot{W}_{it} = \alpha + \beta_2 \dot{E}_{it}^* + \gamma_2 \tilde{\pi}_{it}^* + \xi_2 \dot{CPI}_t \\ + \kappa_2 \ln(W_i/W_T)_{t-1}^* + \lambda_{zit} + \varepsilon_{it}$$

La première équation utilise uniquement la valeur courante des facteurs de prévision et correspond à un modèle standard de la courbe de Phillips: le chômage y est utilisé comme variable de la demande en main-d'oeuvre. La deuxième équation utilise la version pondérée selon les conventions de l'inverse du taux de chômage, de l'auto-financement brut et du salaire relatif. Les troisième et quatrième équations sont semblables à la première et à la deuxième, sauf que nous utilisons comme variable de la demande en main-d'oeuvre les variations dans l'emploi plutôt que du chômage. Dans ces équations, \dot{CPI}_t représente

les variations procentuelles courantes de l'Indice des prix à la consommation, d'un trimestre à l'autre. La cinquième équation utilise les "meilleures" variables des équations

(i) à (iv), mais remplace \dot{CPI} par \dot{P}^* et \tilde{P}^* , tels que définis précédemment. La sixième équation est celle que nous avons choisie comme étant la meilleure, et la septième est celle qui a été évaluée selon la méthode des moindres carrés généralisés.

Un astérisque à côté du numéro de l'équation, dans le tableau, indique que nous avons utilisé comme variable de la demande en main-d'oeuvre les variations dans l'emploi plutôt que le chômage⁷. Les résultats de toutes les équations évaluées ont été exprimés en variations s'étendant sur quatre trimestres (ou en moyenne de quatre

⁷Dans deux cas, les équations sont précédées de deux astérisques. Il s'agit de l'industrie 21, pour laquelle les variables de demande en main-d'oeuvre sont E et \tilde{U}^* , et l'industrie 27, pour laquelle la variable du salaire relatif est $\ln(W_i/W_T) - \ln(W_i/W_T)^*$.

trimestres, selon la variable concernée). Comme nous l'avons fait remarquer précédemment, en partant de l'hypothèse que le terme d'erreur original est vraiment aléatoire, cette façon de procéder amène nécessairement une autocorrélation positive dans l'analyse; c'est pourquoi tous les modèles que nous avons finalement choisis comme étant les meilleurs ont été réévalués en utilisant la méthode des moindres carrés généralisés⁸. Dans tous les cas, la période d'échantillonnage comprenait 72 observations, débutant au premier trimestre de 1952 et se terminant au quatrième trimestre de 1969. Enfin, lorsqu'on retrouve dans une équation U^{-1} et \tilde{U}^* , U^{-1} apparaît comme $U^{-1} - \tilde{U}^*$. β_3 est alors le coefficient de \tilde{U}_t^* et est égal à $\beta_1 + \beta_2$. La même remarque s'applique à E et E^* lorsqu'ils sont tous les deux inclus, de même qu'à π et $\tilde{\pi}^*$. Dans ce dernier cas, les coefficients sont γ_1 et $\gamma_3 = \gamma_1 + \gamma_2$.

Pour des raisons de commodité, le Tableau XXXI présente un résumé du rendement statistique des divers facteurs de prédiction. Un "x" au tableau indique que la variable possède une statistique t d'au moins un dans la dernière équation selon la méthode des moindres carrés ordinaires, alors que deux "x" indique qu'il en est de même pour l'équation selon la méthode des moindres carrés généralisés.

Pondération selon les conventions salariales

Il n'y a pas de doute que la méthode de pondération selon les conventions salariales permet d'obtenir des résultats supérieurs à ceux qui découlent du modèle plus classique de la courbe de Phillips, comme nous l'avons vu dans le cas du Canada. Ceci devient évident si l'on compare les équations 1 ou 3 du Tableau XXX, à la sixième équation (dans quelques cas, il faut les comparer à la cinquième équation). Ce

⁸ La matrice "oméga" de l'équation selon la méthode des MCG a des coefficients de 4 sur la diagonale principale, alors que les coefficients des sous-diagonales immédiatement supérieure et inférieure à la diagonale principale sont de 3, les coefficients des deuxièmes sous-diagonales et les troisièmes sous-diagonales de 1. Tous les autres éléments valent zéro.

n'est que dans le cas de l'industrie du bois et dans celle des véhicules automobiles que la pondération selon les conventions salariales n'apporte pas d'amélioration sensible.

Variables des marché du travail et des denrées

Nous voyons au Tableau XXXI, selon la théorie chère à Eckstein et Wilson (1962), que les variables des marchés du travail et des denrées sont importantes. Des variables du marché du travail apparaissent dans 18 des 23 modèles, alors que la variable de l'autofinancement brut apparaît dans 12 de ces modèles. La valeur courante de la variable du marché du travail apparaît plus fréquemment que la valeur correspondante pondérée selon les conventions; de fait, lorsque cette dernière apparaît, la première l'accompagne presque toujours, ce qui semble indiquer assez souvent la présence de glissements salariaux ainsi que d'éléments concurrentiels. L'autofinancement brut, par contre, apparaît invariablement sous sa forme pondérée en fonction des conventions. Il n'y a qu'un seul cas où la valeur courante de cette variable apparaît aussi: c'est celui du pétrole, mais, en l'occurrence, cette valeur courante disparaît lorsque nous appliquons la méthode des moindres carrés généralisés. Si nous revenons aux variables du marché du travail, nous voyons que les variations du chômage et de l'emploi apparaissent avec une fréquence à peu près égale, et les deux se retrouvent dans l'équation concernant l'industrie du tabac.

Les variables du marché du travail ont un mauvais signe dans les industries des machines électriques, des instruments et du tabac. Il est intéressant de noter que pour ces trois industries, la variable utilisée est celle des variations dans l'emploi. Dans le cas de l'industrie de la machinerie électrique le mauvais signe accompagne l'écart entre la valeur courante et la valeur correspondante, pondérée selon les conventions. Le signe négatif dans le cas de l'industrie du tabac s'explique facilement, car il reflète la variation dans l'emploi de cette industrie qui comporte nécessairement l'embauchage ou la mise à pied de travailleurs peu productifs, tant aux Etats-Unis qu'au Canada. Cependant, ceci ne s'applique pas dans aucune autre industrie. Pour celles-ci, l'explication pourrait résider dans une courbe d'offre concave pour l'effort.

Pour l'autofinancement brut, il y a quelques cas où les signes sont erronés (surtout ceux des produits métalliques et de l'automobile), mais les coefficients sont alors faibles au plan statistique et n'apparaissent donc pas dans les équations finales. La plus grande anomalie concernant l'autofinancement brut, c'est peut-être qu'il n'apparaît pas du tout dans les équations finales pour les industries des métaux primaires, de la machinerie électrique, du matériel de transport et de l'automobile, prises séparément. Il est quelque peu surprenant que l'autofinancement brut apparaisse moins fréquemment dans le cas des industries des biens durables que des industries des biens non durables.

Prix à la consommation

Comme nous l'avons signalé précédemment, les variations du coût de la vie avaient d'abord été incluses comme variations procentuelles courantes observées d'un trimestre à l'autre. Cependant, présenté sous cette forme, l'Indice des prix à la consommation, dans les industries autres que celles du bois, du matériel de transport, des instruments et de l'imprimerie⁹, n'est tout au plus qu'un facteur de prédiction marginal, et il est souvent accompagné d'un mauvais signe. Ce résultat, dont nous avons déjà parlé, nous a amené à utiliser des mesures des variations de l'IPC plus raffinées, pondérées en fonction de la clause d'échelle mobile des salaires. Les résultats obtenus démontrent bien quel facteur est le plus valable. On peut voir au Tableau XXXII, où l'on a compilé les coefficients de \dot{P}^* et de \ddot{P}^* à partir des équations par la méthode des MCG, que les mesures pondérées en fonction de la clause d'échelle mobile apparaissent dans 17 des équations finales des MCO, et que leur statistique t est d'au moins un dans 14 des équations MCG¹⁰.

⁹ On fait ici allusion à un ensemble d'équations qui ne sont pas comprises dans le Tableau XXX. Elles sont la contrepartie des équations (6) et (7), sauf qu'elles contiennent le pourcentage courant observé des variations de l'IPC au lieu de \dot{P}^* et \ddot{P}^* .

¹⁰ Comme on peut s'en rendre compte dans l'équation (5)* pour l'industrie du bois, l'énorme coefficient de \dot{P}^* n'a

Rappelons que la variable \dot{P}^* représente la contribution des conventions en vigueur contenant une clause d'échelle mobile, et \ddot{P}^* la contribution de "compensation" ou de "rattrapage" des conventions récemment négociées en remplacement de conventions qui ne contenaient pas de clause d'échelle mobile. On pourrait croire que, dans les deux cas, les coefficients seraient d'environ un, mais il pourrait en être autrement pour bon nombre de raisons.

Au sujet du coefficient de \dot{P}^* , il faut remarquer que:

- (1) en premier lieu, ξ_1 devrait se rapprocher d'un seulement si l'échelle était sans fin, c'est-à-dire s'il n'y avait pas de limite au montant de l'augmentation. Toutefois, la plupart des clauses d'échelle mobile de salaires sont plafonnées, et l'effet en sera de ramener ξ_1 à moins d'un;
- (2) deuxièmement, les coefficients de pondération implicites dans \dot{P}^* ne s'appliquent qu'au secteur syndiqué. On peut supposer qu'il existe aussi dans le secteur non-syndiqué des ajustements salariaux en fonction du coût de la vie, et, puisque ces ajustements ne se reflètent pas dans les coefficients de pondération de \dot{P}^* , ils auront tendance à constituer un ξ_1 plus important qu'autrement;
- (3) enfin, la valeur de ξ_1 sera modifiée dans la mesure où les coefficients de pondération de \dot{P}^* seront affectés. Si, en moyenne, les facteurs de pondération sous-estiment la proportion réelle de la main-d'oeuvre directe travaillant en vertu de conventions contenant une clause d'échelle mobile, la valeur

10 (suite)

aucun rapport avec quoi que ce soit, et par conséquent nous avons conservé le pourcentage de variation non pondéré dans l'IPC au lieu de \dot{P}^* dans les équations (6)* et (7)*. Les coefficients de pondération en fonction des conventions pour l'industrie du bois sont sans contredit parmi les moins précis de cette étude, et il semble que cela soit à l'origine des difficultés concernant \dot{P}^* .

estimative de ξ_1 sera au-dessus de sa valeur réelle, et elle sera au-dessous de sa valeur réelle dans le cas contraire. Sauf dans le cas des industries des métaux primaires et des véhicules automobiles, pour lesquelles nous croyons que nos coefficients de pondération sont très exacts, il est probable que l'une ou l'autre de ces situations existera pour toute industrie donnée; malheureusement, nous ne sommes pas en mesure de prédire laquelle.

Compte tenu de ces remarques, les coefficients de \dot{P}^* au Tableau XXXII représentent assez bien la situation. La seule valeur qui fait manifestement exception est celle de l'industrie de l'imprimerie et de l'édition, et il est probable que dans ce cas la difficulté provienne des coefficients de pondération, qui sont inexacts en ce qui concerne le secteur non syndiqué, et qui ne tiennent pas compte de la croissance des salaires des non syndiqués. Il aurait peut-être été mieux de ne pas avoir recours à la pondération, dans le cas de cette industrie comme dans celle du bois. La plupart des valeurs, dont celles de l'industrie manufacturière dans son ensemble, des industries des biens durables, du matériel de transport et des véhicules automobiles prises séparément, sont inférieures à un, ce qui était prévisible par suite de l'utilisation très répandue du plafonnement de l'échelle mobile, sans égard aux problèmes techniques que pose la pondération. Les valeurs pour l'industrie des métaux primaires et celle de la machinerie non électrique, tout en étant supérieures à un, ne peuvent s'en distinguer du point de vue statistique. La même chose se produit dans le cas des valeurs pour les industries des biens non durables et du tabac, qui sont aussi supérieures à un.

Les remarques(2) et(3) concernant \dot{P}^* s'appliquent aussi à \dot{P}^* mais il est évident que la remarque(1) ne s'y applique pas. D'autre part, il faut tenir compte d'un effet supplémentaire, celui de l'impôt, qui a été étudié à la fin du chapitre trois. C'est ainsi que dans un régime d'impôt progressif, l'inflation porte le salarié à un palier d'imposition marginale supérieur et lui fait perdre en impôts une partie plus importante de son revenu. Il peut tenter d'échapper à ce fardeau par un salaire nominal supérieur, et dans la mesure où il y parvient, la valeur de ξ_2 sera supérieure à un.

Cependant, nous constatons en étudiant ce tableau que les valeurs de ξ_2 sont quelque peu imprévisibles. Les valeurs pour l'industrie du textile semblent vraiment trop élevées, comme c'est le cas, à un degré moindre, pour l'industrie du pétrole. De fait, des trois termes ξ_2 accompagnés d'un astérisque, seule la valeur pour l'industrie des instruments semble raisonnable.

L'aspect le plus étonnant des résultats concernant la valeur \dot{P}^* est le fait que dans un grand nombre de cas le signe accompagnant ξ_2 est négatif tout en ayant une importance du point de vue statistique (voir l'équation (5) du Tableau XXX). Le cas de l'industrie manufacturière dans son ensemble de même que celui des industries des biens durables, des biens non durables, des produits de pierre, d'argile et de verre, des métaux primaires et des machines non électriques en sont des exemples. Nous n'avons pas inclus la valeur \dot{P}^* dans l'équation finale lorsque ceci s'est produit, mais cette façon de procéder, tout en servant de palliatif statistique à court terme, ne peut être considérée comme solution idéale. La multicolinéarité de \dot{P}^* avec \tilde{U}^* et $\tilde{\pi}^*$ peut expliquer en partie ce phénomène, mais d'autres facteurs sont probablement en jeu, si l'on considère la fréquence des valeurs ξ_2 accompagnées d'un signe négatif.

Débordement des salaires

En plus des variations du chômage et de l'emploi, en plus de l'autofinancement brut et du coût de la vie, le salaire relatif décalé semble aussi être un facteur de prévision important. Il n'y a que six industries à deux chiffres, celles du bois, du matériel de transport, des instruments, du tabac, du vêtement et de l'imprimerie et de l'édition, pour lesquelles cette quantité n'apparaît pas dans l'équation selon la méthode des moindres carrés généralisés.

Il y a trois industries pour lesquelles le signe accompagnant le salaire relatif décalé semble erroné, soit celles du tabac, de l'imprimerie et de l'édition, et celle du pétrole. Cependant, ce n'est que dans le cas de

l'industrie du pétrole que cette variable apparaît dans l'équation finale accompagnée d'un signe positif et avec une statistique t supérieure à un. Dans le cas des deux autres industries, le signe ne devient positif que si l'on adopte la méthode des moindres carrés généralisés.

Glissement des salaires

Comme nous l'avons fait remarquer, l'apparition fréquente des valeurs actuelles et des valeurs pondérées selon les conventions laisse croire que le glissement des salaires joue un rôle assez important. Cela est encore prouvé par deux cas (ceux de l'industrie du vêtement et des véhicules automobiles) où la variable du salaire relatif n'est pas pondérée selon les conventions.

Effet de la teneur variable des champs d'application des pondérations contractuelles

On remarque que la variable représentant l'étendue du champ d'application des pondérations contractuelles quant à la main-d'oeuvre directe a une statistique t supérieure à un (en valeur absolue), et ce, dans 12 des équations finales. Alors que cette quantité a pour fonction de corriger, d'une façon très vague, la variation du champ d'application quant à la main-d'oeuvre directe qu'expriment les coefficients de pondération d'après les conventions collectives, elle reflète sans doute aussi d'autres facteurs. Si, par exemple, le relevé de la main-d'oeuvre directe travaillant sous le régime de conventions salariales établies à la suite de négociations collectives était complet (ce qui n'est pas le cas), la variable utilisée serait très proche du pourcentage de la main-d'oeuvre syndiquée d'une industrie¹¹. Un signe positif accompagnant λ refléterait donc le concept que les syndicats possèdent un pouvoir de marché. De même, il est intéressant de noter que 8 des 12 valeurs λ sont positives, bien qu'il vaille peut-être mieux de ne pas trop chercher à en tirer des conclusions.

¹¹ L'approximation ne sera pas complète à cause du fait que le champ d'application implicite dans la pondération selon les conventions se réfère plutôt à la période de la signature de la convention qu'à l'emploi dans le trimestre en cours.

Utilisation de la méthode des moindres carrés généralisés

Les équations 6 et 7 (dans quelques cas, les équations 5 et 6) du Tableau XXX diffèrent en ce que la septième équation est évaluée selon la méthode des moindres carrés généralisés afin de tenir compte de l'autocorrélation positive introduite dans le terme d'erreur par l'utilisation de variations procentuelles chevauchant sur quatre trimestre. Comme on pouvait s'y attendre, l'adoption de la méthode des moindres carrés généralisés a amené une baisse générale des statistiques t , baisse assez importante dans certains cas; mais il y a cependant peu de cas où l'importance statistique n'existe absolument plus si l'on prend 1 comme critère d'erreur type. Inutile de préciser que ceci nous rassure, tout autant que de découvrir le fait que la magnitude des coefficients de MCG sont en général semblables à ceux des équations par les MCO sauf dans le cas de deux termes concernant les prix. Cependant, dans le cas de ξ_1 et ξ_2 , les valeurs obtenues par la méthode des moindres carrés ordinaires et par celle des moindres carrés généralisés présentent des différences marquées. Généralement la valeur est plus faible selon la méthode des MCG et son importance statistique n'existe souvent plus. Compte tenu du fait que les résultats les plus probants concernant les effets des variations du coût de la vie sur les salaires nominaux ont généralement été obtenus en utilisant des variations chevauchant quatre trimestres mais sans adopter la méthode des MCG, cette observation n'est pas sans valeur¹².

¹² Voir en particulier les travaux de Gordon (1970, 1971) et de Perry (1970). Perry utilise une correction pour obtenir une autocorrélation de premier ordre. Toutefois, en utilisant des variations chevauchant sur quatre trimestres, l'autocorrélation n'est pas de premier ordre, mais devient une moyenne mobile de quatre trimestres, à pondération décroissante. Il n'est cependant pas facile d'évaluer l'erreur introduite en supposant que l'autocorrélation est de premier ordre.

L'INCOMPATIBILITE ENTRE LES VARIATIONS DES

SALAIRES NOMINAUX ET DU CHOMAGE

Depuis la publication des travaux de Phillips, en 1958, l'une des plus grandes préoccupations des économistes qui se sont penchés sur les questions de politiques macro-économiques a été d'isoler la relation représentant le phénomène d'incompatibilité entre les variations dans les salaires nominaux et le chômage. Une telle incompatibilité est implicite dans toutes nos équations concernant les salaires dans lesquelles le chômage apparaît comme facteur de prédiction, et nous tenterons dans la dernière partie de ce chapitre de la rendre explicite. Dans ce but, étudions donc le Tableau XXXIII, dans lequel le lecteur trouvera les calculs relatifs à deux points séparés pour chacune des deux courbes d'options de Phillips, l'une à court et l'autre à long terme.

La courbe à court terme se définit par l'effet sur \dot{W} d'une variation du niveau courant de chômage et se mesure en fonction du coefficient β_1 . La courbe à court terme

(CT) de Phillips représente donc l'effet combiné qu'ont sur \dot{W} (1) une variation du chômage dans le secteur non syndiqué, et (2) les glissements salariaux dans les deux secteurs, syndiqué et non syndiqué, dans la mesure où elles se répercutent sur le chômage. D'autre part, la courbe à long terme se définit par l'effet sur \dot{W} d'un changement définitif dans le chômage, et se mesure par la somme de

β_1 et β_2 ¹³. Ainsi définies, la courbe à court terme et la

¹³ Dans le cas des industries pour lesquelles les variations du coût de la vie apparaissent dans l'équation des salaires et le coût unitaire de la main-d'oeuvre (ULC) dans l'équation des prix, la courbe à long terme de Phillips devrait en principe être déterminée d'après la forme réduite des équations des prix et des salaires. Cependant, dans le cas des deux industries auxquelles cette remarque s'applique, soit celles du textile et des véhicules automobiles, l'effet de retour semble négligeable, et nous n'en avons pas tenu compte dans nos calculs.

courbe à long terme diffèrent donc en ce que cette dernière comprend la contribution directe du secteur syndiqué. (Puisque le niveau courant de chômage n'entre pas dans l'élaboration de \bar{U}^* , il n'y a pas de contribution à court terme du secteur syndiqué sauf celle qui se reflète dans le glissement des salaires).

Les chiffres de ce tableau se rapportent à l'effet qu'aura sur la variation procentuelle des salaires nominaux le passage d'un taux de chômage de 5 à 4 pour cent et de 4 à 3 pour cent. Le fait que ce dernier chiffre soit toujours le plus important dépend évidemment de ce que l'on postule une relation hyperbolique plutôt que linéaire entre \dot{W} et U .

Si nous étudions tout d'abord l'industrie manufacturière dans son ensemble, nous voyons qu'une diminution du chômage de 5 à 4 pour cent amène une augmentation de .75 pour cent de \dot{W} , alors qu'une diminution du chômage de 4 à 3 pour cent amène une augmentation de 1.25 pour cent; ceci reste vrai à long aussi bien qu'à court terme. Le fait qu'il n'y ait presque pas de différence entre la courbe à long terme et la courbe à court terme provient évidemment de ce que les termes β_1 et β_3 soient très rapprochés, ce qui implique que β_2 a une valeur proche de zéro. Puisque la variable du marché du travail, pour les industries des biens durables prises comme groupe, est la variation dans l'emploi, on n'a pas défini la courbe classique de Phillips pour les biens durables; dans le cas des industries des biens non-durables, la courbe d'options est environ deux fois plus importante à long terme qu'à court terme, et un peu plus importante que celle de l'industrie manufacturière dans son ensemble.

Parmi les "mini-courbes" de Phillips pour les industries prises séparément, les plus prononcées, surtout à long terme, sont celles des industries du textile, du vêtement, des produits chimiques, du pétrole et du cuir qui sont toutes, assez curieusement, des industries de biens non durables. Dans tous les cas, le passage d'un taux de chômage de 4 à 3 pour cent semble apporter une augmentation de deux pour cent ou plus dans \dot{W} . Aucune industrie de biens durables, par contre, ne comporte de phénomène d'incompatibilité aussi marqué.

CONCLUSIONS

Les résultats de cette étude sur les salaires nominaux dans l'industrie manufacturière aux Etats-Unis peuvent se résumer comme suit:

- 1) comme nous l'avons démontré pour l'industrie manufacturière au Canada, la méthode des coefficients de pondération en fonction des conventions possède une valeur certaine;
- 2) les résultats confirment les découvertes d'Eckstein et Wilson (1962) selon lesquelles les salaires nominaux aux Etats-Unis subissent à la fois l'influence des facteurs du marché des denrées et de celui du travail;
- 3) les résultats confirment aussi l'existence d'un important "débordement" des salaires dans toutes les industries manufacturières aux Etats-Unis, comme l'avaient affirmé Eckstein et Wilson (1962) de même que McGuire et Rapping (1968);
- 4) l'effet des variations du coût de la vie sur les salaires dans l'industrie manufacturière aux Etats-Unis semble assez répandu, mais se fait sentir davantage par l'entremise des clauses d'échelle mobile d'ajustement des salaires qu'en tant que phénomène de compensation pour les salaires réels perdus par suite de l'absence de cette clause dans les conventions passées;
- 5) enfin, les résultats indiquent sans contredit l'existence d'un glissement des tendances salariales.

Dans l'ensemble, ces conclusions sont très proches de ce que nous avons prévu, surtout en ce qui concerne le rôle combiné des conditions du marché des produits et de celui du travail, et la présence répandue de "débordements" salariaux. En outre, l'importance de nos conclusions touchant la pondération d'après les conventions mérite une attention spéciale. L'important facteur prédéterminé que constitue le changement actuel observé des salaires ne devrait plus être passé sous silence.

Tableau XXX

Equations des salaires dans l'industrie manufacturière américaine

Variations procentuelles sur 4 trimestres

(statistique-t entre parenthèses)

	α	β_1	β_2	β_3	γ_1	γ_2	γ_3	ξ_1	ξ_2	κ_1	κ_2	λ	R ²	S.E.	D.W.
Ensemble de l'industrie manufacturière															
(1)	1.203 (0.99)	13.05 (6.06)			-0.0311 (-0.38)			0.228 (2.83)					0.556	0.921	0.41
(2)	-6.91 (-3.55)		11.129 (4.35)			0.488 (3.92)		-0.0235 (-0.23)				0.117 (3.45)	0.571	0.914	0.60
(3)*	-0.419 (-0.30)	0.0587 (2.10)			0.203 (2.42)			0.371 (3.81)					0.360	1.11	0.31
(4)*	-5.91 (-2.57)		0.116 (2.18)			0.549 (3.94)		0.0436 (0.39)				0.105 (2.85)	0.486	1.00	0.48
(5)	-3.448 (-1.95)	15.43 (6.93)		16.09 (7.83)		0.212 (1.85)		0.711 (2.93)	-1.702 (-2.44)			0.176 (5.85)	0.764	0.688	0.90
(6)	-2.045 (-1.18)	13.55 (6.26)		14.77 (7.18)		0.132 (1.16)		0.728 (2.89)				0.128 (5.40)	0.743	0.713	0.81
(7)	-2.230 (-0.73)	15.04 (3.64)		14.80 (3.16)		0.155 (0.77)		0.382 (0.94)				0.104 (2.32)	0.721	0.426	MCG
Industrie des biens durables															
(1)	12.87 (3.95)	3.433 (1.25)			-0.0293 (-0.39)			0.0970 (0.93)		-145.92 (-3.39)			0.565	1.009	0.57
(2)	6.247 (1.30)		0.472 (0.10)			0.336 (3.23)		-0.0409 (-0.38)			-128.99 (-2.27)	0.0502 (1.57)	0.598	0.976	0.74
(3)*	15.19 (6.02)	0.0285 (1.57)			0.0104 (0.16)			0.0934 (0.92)		-180.63 (-6.29)			0.570	1.002	0.53
(4)*	-4.098 (-1.36)		0.421 (4.61)			0.786 (4.03)		-0.183 (-1.29)			58.53 (2.12)	0.168 (3.73)	0.635	0.871	0.55

(5)*	14.04 (4.68)	0.0737 (5.37)	-0.0737	0.211 (2.09)	0.654 (3.59)	-2.904 (-3.43)	-217.93 (-8.05)	0.0963 (4.11)	0.764	0.754	0.96
(6)*	11.17 (3.60)	0.0619 (4.32)	-0.0619	0.179 (1.66)	0.632 (3.22)		-170.21 (-6.80)	0.0620 (2.71)	0.721	0.813	0.82
(7)*	14.61 (2.49)	0.105 (4.22)	-0.105	0.180 (0.92)	0.498 (1.44)		-221.72 (1.44)	0.0740 (1.57)	0.683	0.517	MCG

24 Industrie du bois

(1)	-1.329 (-0.91)	10.15 (2.44)		0.0338 (0.30)	0.433 (2.58)	-7.172 (-0.93)			0.357	1.856	1.33
(2)	-5.460 (-3.05)	3.470 (1.05)		0.493 (4.43)	0.0652 (-0.30)		-1.760 (-0.60)	0.184 (1.42)	0.430	1.760	1.48
(3)*	0.749 (0.53)	0.140 (3.64)		0.186 (2.50)	0.606 (3.64)	7.733 (1.24)			0.416	1.769	1.11
(4)*	-6.811 (-3.20)		-0.135 (-1.38)	0.604 (4.91)	-0.166 (-0.53)		-1.957 (-0.69)	0.178 (1.39)	0.437	1.750	1.49
(5)*	-8.27 (-5.84)	0.167 (5.05)	-0.167	0.690 (8.51)	31.83 (2.24)	-0.346 (-0.48)			0.572	0.514	1.47
(6)*	-5.877 (-4.23)	0.139 (4.60)		0.548 (5.92)	0.190 (1.17)				0.547	1.547	1.39
(7)*	-5.067 (-1.57)	0.264 (4.92)		0.473 (2.26)	0.534 (1.32)				0.482	1.330	MCG

25 Industrie du meuble

(1)	-0.980 (-1.44)	9.681 (4.94)		0.296 (4.13)	-0.0326 (-0.36)	11.15 (2.81)			0.743	0.925	0.83
(2)	-8.720 (-5.50)		5.353 (1.73)	0.662 (5.56)	-0.605 (-3.80)		-17.90 (-5.83)	0.323 (4.36)	0.651	1.088	0.78
(3)*	-0.463 (-0.59)	0.0399 (1.64)		0.550 (9.63)	0.711 (5.64)	-0.0559 (-0.54)	21.70 (5.23)		0.663	1.059	0.72
(4)*	-9.087 (-5.27)		0.0575 (0.88)	0.274 (2.65)	-0.602 (-3.36)		-20.35 (-7.73)	0.304 (6.46)	0.639	1.006	0.76
(5)	-4.146 (-2.88)	13.44 (5.36)		9.431 (3.35)	0.0547 (0.08)	-1.108 (-1.04)		-8.311 (-2.49)	0.156 (1.73)	0.727	0.975
(6)	-3.233 (-3.39)	13.92 (5.95)		10.29 (3.96)	0.212 (2.85)		-5.896 (-3.07)	0.0829 (1.66)	0.723	0.969	0.77
(7)	13.68 (3.45)			15.81 (3.59)	0.176 (1.25)		-3.004 (-1.18)	0.0312 (0.41)	0.703	0.609	MCG

NOTE: Pour les définitions des coefficients, voir le texte.

Tableau XXX (suite)

	α	β_1	β_2	β_3	γ_1	γ_2	γ_3	ξ_1	ξ_2	κ_1	κ_2	λ	R^2	S.E.	D.W.	
32 Industrie des produits en pierre, en argile et en verre																
(1)	-3.697 (-2.73)	7.385 (3.55)			0.303 (4.14)			-0.0743 (-0.84)		-81.51 (-3.20)			0.588	1.024	0.62	
(2)	-2.304 (-1.47)		-0.0401 (-0.01)			0.290 (3.66)		-0.1434 (-1.42)			-213.20 (7.26)	-0.149 (-3.79)	0.571	1.052	0.64	
(3)*	-3.877 (-2.81)	0.0932 (3.33)			0.371 (5.03)			0.105 (1.10)		-129.33 (-6.77)			0.580	1.0335	0.53	
(4)*	-1.581 (-1.06)		0.0788 (1.61)			0.248 (3.05)		-0.151 (-1.62)			-216.68 (-8.67)	-0.144 (-4.68)	0.587	1.032	0.64	
(5)	-5.00 (-3.88)	10.57 (5.27)		0.518 (0.22)		0.433 (6.41)		0.823 (4.60)	-1.849 (-2.97)			-92.32 (-3.13)	-0.0561 (-1.59)	0.759	0.80	0.94
(6)	-3.47 (-2.96)	11.61 (5.87)				0.340 (5.41)		0.676 (3.89)			-79.47 (-3.01)	-0.9034 (-2.91)	0.726	0.841	0.85	
(7)	-2.88 (-1.05)	5.34 (1.69)	-5.34			0.289 (2.00)		0.294 (0.79)			-210.71 (-4.07)	-0.152 (-2.16)	0.648	0.577	MCG	
33 Industrie des métaux primaires																
(1)	16.87 (4.12)	-5.985 (-1.46)			0.0125 (0.11)			0.0444 (0.25)		-60.03 (-4.55)			0.348	2.013	0.75	
(2)	10.40 (2.63)		0.807 (0.16)			0.328 (3.50)		0.330 (-1.71)			-59.41 (-4.89)		0.534	1.714	1.00	
(3)*	11.66 (3.43)	0.0705 (2.94)			0.0444 (0.42)			0.143 (0.83)		-44.39 (-4.31)			0.404	1.925	0.44	
(4)*	9.459 (3.55)		-0.248 (-4.37)			0.443 (5.29)		-0.509 (-3.35)			-57.28 (-6.22)	0.0720 (3.59)	0.639	1.509	1.17	
(5)*	21.66 (13.75)	0.125 (7.56)		0.0718 (1.36)				1.230 (5.31)	-2.157 (-3.26)			-91.66 (-11.87)	0.0805 (4.30)	0.776	1.196	0.89
(6)*	18.18 (14.64)	0.125 (7.08)		0.0844 (1.49)				1.437 (6.03)			-76.45 (-11.61)	0.0844 (3.06)	0.740	1.281	0.73	

(7)*	19.75 (7.20)	0.139 (7.58)	0.0520 (0.68)		1.048 (2.15)		-83.31 (-5.74)	0.0977 (2.66)	0.706	0.853	MCG
------	-----------------	-----------------	------------------	--	-----------------	--	-------------------	------------------	-------	-------	-----

34 Industrie des produits métalliques

(1)	8.162 (6.13)	1.969 (0.77)		-0.0732 (-1.02)	0.272 (2.81)		-77.00 (-4.87)		0.550	0.997	0.47
(2)	11.67 (3.75)		3.110 (0.53)	-0.146 (-0.81)	0.180 (1.45)		-123.75 (-4.16)	-0.0804 (-2.40)	0.607	0.938	0.53
(3)*	8.533 (6.74)	0.00123 (0.06)		-0.0400 (-0.68)	0.263 (2.60)		-84.59 (-6.79)		0.546	1.001	0.48
(4)*	12.36 (3.32)		0.0176 (0.30)	-0.110 (-0.66)	0.166 (1.32)		-134.81 (-4.60)	-0.0709 (-2.17)	0.606	0.940	0.52
(5)	10.58 (15.38)				1.177 (5.98)	-0.470 (-0.84)	-134.27 (-11.03)	-0.0634 (-4.16)	0.745	0.765	0.81
(6)	10.25 (17.99)				1.149 (5.93)		-129.35 (-12.15)	-0.0609 (-4.08)	0.732	0.763	0.81
(7)	11.43 (8.27)				0.865 (2.03)		-149.59 (-5.76)	-0.0756 (-2.19)	0.717	0.526	MCG

35 Fabrication de machines (sauf électriques)

(1)	15.27 (6.76)	2.618 (1.14)		0.00304 (0.05)	0.199 (2.16)		-109.76 (-5.35)		0.698	0.832	0.45
(2)	17.38 (5.46)		-5.449 (-1.11)	0.263 (2.58)	0.0454 (0.42)		-150.16 (-5.31)	-0.00952 (-0.25)	0.714	0.815	0.49
(3)*	17.14 (10.25)	0.00374 (0.28)		0.0505 (1.35)	0.163 (1.86)		-127.66 (-9.24)		0.692	0.839	0.46
(4)*	13.44 (6.05)		-0.0573 (-1.72)	0.288 (3.16)	-0.0210 (-0.18)		-126.56 (-8.54)	0.0829 (1.67)	0.721	0.805	0.54
(5)	18.05 (12.43)			0.114 (2.92)		-3.513 (-5.65)	-147.46 (-14.00)	0.144 (5.34)	0.868	0.553	1.07
(6)	18.25 (14.10)				1.231 (8.27)		-135.61 (-11.95)	0.0336 (1.53)	0.803	0.667	0.739
(7)	20.00 (7.50)				1.050 (3.91)		-149.99 (-6.38)	0.000107 (0.003)	0.794	0.385	MCG

Tableau XXX (suite)

	α	β_1	β_2	β_3	γ_1	γ_2	γ_3	ξ_1	ξ_2	κ_1	κ_2	λ	R^2	S.E.	D.W.
36 Industrie des machines électriques															
(1)	-5.885 (-1.54)	-1.579 (-0.59)			0.527 (2.57)			0.272 (2.38)		-4.128 (-0.10)			0.525	1.216	0.35
(2)	-7.685 (-1.40)		-0.227 (-0.07)			0.635 (2.07)		0.00157 (0.01)			-13.35 (-2.66)	0.0436 (2.66)	0.692	0.987	0.57
(3)*	-7.746 (-2.20)	-0.0518 (-3.18)			0.619 (3.19)			0.226 (2.10)		22.26 (0.63)			0.585	1.137	0.39
(4)*	8.596 (2.15)		0.214 (9.36)			-0.296 (-1.34)		0.00897 (0.13)			-119.16 (-3.22)	0.0978 (8.17)	0.868	0.647	0.97
(5)*	2.92 (17.09)	-0.0141 (-1.57)		0.200 (8.28)				0.426 (3.06)	-0.183 (-0.386)		-43.50 (-3.71)	0.0827 (10.05)	0.897	0.576	1.23
(6)*	2.89 (18.72)	0.0149 (-1.70)		0.196 (8.97)				0.446 (3.46)			-76.93 (-2.72)	0.0808 (12.49)	0.896	0.573	1.22
(7)*	3.31 (8.96)	-0.0285 (-1.51)		0.124 (0.273)				0.176 (0.57)				0.0664 (3.97)	0.875	0.430	MCG
37 Industrie du matériel de transport															
(1)	7.757 (4.94)	6.183 (3.95)			-0.0243 (-0.42)			0.362 (4.18)		-29.60 (-4.03)			0.529	0.984	0.57
(2)	10.40 (4.17)		3.016 (1.15)			-0.0304 (-0.13)		0.461 (5.16)			-43.01 (-4.20)	-0.0364 (-2.60)	0.551	0.967	0.65
(3)*	7.942 (4.74)	0.0313 (2.51)			0.0632 (1.12)			0.513 (6.24)		-34.53 (-4.39)			0.469	1.044	0.47
(4)*	11.11 (4.77)		-0.0195 (-1.13)			0.0426 (0.60)		0.522 (6.47)			-50.06 (-5.31)	-0.0492 (-4.57)	0.551	0.967	0.65
(5)	14.31 (10.86)	3.693 (2.20)	-3.693					0.882 (10.33)	1.182 (1.07)		-65.31 (-8.64)	-0.0233 (-2.77)	0.728	0.753	1.07
(6)	17.56 (4.82)	5.014 (1.36)	-5.014					0.681 (3.43)	0.305 (0.18)		-82.14 (3.94)	-0.0366 (1.65)	0.665	0.564	MCG

371 Véhicules automobiles, pièces et accessoires

(1)	8.127 (3.69)	9.658 (4.98)		-0.140 (-2.26)	0.478 (4.80)	-19.95 (-1.97)		0.558	1.140	1.07
(2)	3.306 (3.24)		3.903 (1.65)		0.0314 (-0.56)	0.596 (5.53)	-1.197 (-0.45)	-0.0326 (-2.32)	0.494	1.228 1.04
(3)*	6.003 (2.74)	0.0601 (4.10)		-0.0567 (-0.89)	0.687 (7.12)				0.516	1.192 0.87
(4)*	5.025 (2.86)		0.0326 (1.10)		-0.106 (-1.12)	0.658 (6.45)	0.529 (0.19)	-0.0412 (-3.15)	0.483	1.242 1.03
(5)	12.13 (4.99)		6.790 (2.87)		0.818 (6.54)	3.267 (2.08)	-51.38 (-4.37)	-0.0351 (-2.21)	0.636	1.050 1.48
(6)	17.34 (2.30)		15.09 (1.90)		0.506 (1.25)	-0.206 (-0.07)	-82.36 (2.27)	-0.0217 (-0.42)	0.500	1.062 MCG

38 Instruments

(1)	5.909 (7.26)	1.312 (0.72)		-0.0914 (-2.52)	0.387 (4.47)		-90.45 (-4.80)		0.577	0.930 0.31
(2)	7.181 (5.13)		-0.220 (-0.08)		-0.125 (-1.80)	0.386 (4.16)	-106.24 (-5.14)	-0.0807 (-5.14)	0.598	0.913 0.36
(3)*	6.089 (7.75)	-0.00490 (-0.22)		-0.0791 (-2.21)	0.386 (4.44)		-97.02 (-5.96)		0.574	0.933 0.31 0.905
(4)*	7.409 (5.36)		-0.0459 (-1.11)		0.417 (4.51)		-118.44 (-5.69)	-0.0889 (-1.44)	0.605	0.37
(5)*	4.90 (15.95)	-0.0296 (-1.45)			0.282 (1.01)	2.084 (3.59)	-93.74 (-7.00)		0.593	0.911 0.37
(6)*	5.06 (9.67)	-0.0335 (-1.05)			0.331 (0.81)	1.108 (1.48)	-93.40 (-3.97)		0.579	0.461 MCG

Tableau XXX (suite)

	α	β_1	β_2	β_3	γ_1	γ_2	γ_3	ξ_1	ξ_2	κ_1	κ_2	λ	R ²	S.E.	D.W.
Industries des biens non durables															
(1)	-4.672 (-2.01)	19.02 (4.44)			0.0877 (0.60)			0.182 (1.46)		-29.70 (-0.97)			0.498	1.013	0.43
(2)	-16.84 (-5.72)		22.40 (5.60)			0.859 (4.99)		-0.194 (-1.47)			-17.62 (-0.56)	0.226 (5.28)	0.672	0.826	0.67
(3)*	-0.472 (-0.20)	-0.104 (-1.79)			0.628 (4.78)			-0.0757 (-0.51)		69.05 (2.45)			0.380	1.126	0.41
(4)*	7.398 (2.47)		-0.0574 (-1.44)			0.372 (3.68)		-0.0579 (-0.56)			-153.30 (-4.99)	0.0470 (1.81)	0.610	0.961	0.76
(5)	-10.62 (-4.74)	7.842 (2.21)		15.91 (4.84)		0.656 (5.05)		2.160 (3.27)	-3.279 (-4.41)			0.252 (6.21)	0.745	0.734	0.86
(6)	-8.88 (-3.54)	8.250 (2.06)		18.03 (4.90)		0.513 (3.61)		0.766 (1.17)				0.151 (3.99)	0.668	0.830	0.62
(7)	-6.22 (-1.54)	8.796 (1.28)		16.90 (2.34)		0.365 (1.54)		1.267 (1.42)				0.106 (1.67)	0.661	0.456	MCG
20 Industrie des aliments															
(1)	-9.55 (-2.63)	6.911 (1.71)			0.468 (0.34)			0.0307 (0.34)		-55.29 (-4.58)			0.623	0.895	0.51
(2)	-29.63 (-5.38)		-4.825 (-1.00)			1.605 (5.30)		-0.327 (-2.70)			-115.51 (-6.71)	0.0775 (1.23)	0.705	0.798	0.65
(3)*	-12.90 (-3.88)	0.0344 (0.39)			0.696 (4.12)			0.0215 (0.22)		-68.49 (-7.24)			0.608	0.914	0.53
(4)*	-12.22 (-2.23)		0.720 (4.11)			0.699 (2.52)		-0.172 (-1.57)			-69.42 (-4.82)	0.762 (0.64)	0.762	0.717	0.76
(5)*	-8.30 (-2.35)		0.716 (4.03)			0.471 (2.64)		0.161 (0.42)	-0.028 (-1.82)			-62.17 (-6.45)	0.764	0.714	0.76
(6)*	-6.00 (-1.92)		1.795 (4.70)			0.376 (2.46)					-52.81 (-6.56)		0.752	0.721	0.75

(7)*	-17.54 (-3.88)		1.737 (0.23)		0.918 (3.53)			-78.64 (-5.06)		0.670	0.483	MCG
------	-------------------	--	-----------------	--	-----------------	--	--	-------------------	--	-------	-------	-----

21 Industrie du tabac

(1)	-4.89 (-0.18)	26.03 (3.38)			0.168 (0.87)			-0.363 (-1.58)		2.879 (0.26)		0.169	2.415	0.82	
(2)	-5.637 (-1.87)		39.99 (4.54)			0.836 (0.48)		-0.217 (-0.96)			-9.037 (-4.39)	-0.213 (-2.60)	0.318	2.204	0.94
(3)*	4.110 (2.24)	-0.418 (-4.80)			0.0787 (0.43)			0.0339 (0.16)		2.589 (0.26)			0.277	2.254	0.53
(4)*	4.962 (2.11)		0.279 (1.93)			-0.0820 (-0.43)		0.104 (0.44)			-2.57 (-1.40)	-0.0275 (-0.32)	0.153	2.456	0.74
(5)**	-1.56 (-1.10)	-0.354 (-5.66)	16.24 (2.57)					0.199 (0.45)	10.37 (6.04)		-6.115 (-5.12)		0.644	1.594	0.89
(6)**	-1.15 (-0.66)	-3.43 (-4.44)	20.12 (2.59)					0.934 (1.78)			-5.343 (-3.64)		0.447	1.971	0.68
(7)**	5.11 (1.35)	-0.455 (-5.82)	-0.893 (-0.05)					1.182 (1.01)			2.286 (0.85)		0.244	1.424	MCG

22 Produits textiles

(1)	-9.854 (-4.76)	27.44 (3.96)			0.0817 (7.19)			0.233 (1.60)		-19.6 (-3.26)			0.633	1.323	0.61
(2)	-6.687 (4.05)		22.03 (3.37)			0.286 (3.17)		-0.532 (-3.29)			-10.424 (-2.49)	0.257 (6.49)	0.725	1.153	0.69
(3)*	-1.847 (-1.64)	0.0890 (2.06)			0.389 (5.03)			0.147 (0.94)		-0.508 (-0.12)			0.573	1.425	0.51
(4)*	-2.10 (-1.59)		-0.0179 (-0.16)			0.500 (4.08)		-0.585 (-2.72)			-1.173 (-0.34)	0.255 (5.45)	0.678	1.248	0.61
(5)	-8.08 (-4.35)	21.94 (4.37)	24.98 (5.21)					-0.320 (-0.51)	2.954 (3.26)		-17.88 (-4.48)	0.0911 (2.42)	0.781	1.038	0.69
(6)	-8.77 (-6.96)	21.15 (4.45)	25.90 (5.88)					2.837 (3.26)				0.0864 (2.38)	0.780	1.032	0.67
(7)	-11.17 (-4.52)	11.72 (1.38)	29.97 (3.61)					3.528 (6.09)		-24.39 (-5.16)		0.0868 (1.63)	0.759	0.609	MCG

Tableau XXX (suite)

	α	β_1	β_2	β_3	γ_1	γ_2	γ_3	ξ_1	ξ_2	κ_1	κ_2	λ	R^2	S.E.	D.W.
23 Vêtement															
(1)	-14.11 (-2.79)	42.77 (3.01)			-0.186 (-0.72)			0.180 (0.74)		-36.22 (-2.08)			0.391	2.250	0.44
(2)	-3.008 (-0.34)		14.19 (0.56)			0.468 (1.07)		-0.173 (-0.52)			5.246 (0.18)	-0.00907 (-0.15)	0.350	2.325	0.45
(3)*	-0.194 (-0.10)	-0.260 (-3.04)			0.491 (3.95)			-0.179 (-0.77)		6.278 (0.69)			0.392	2.248	0.45
(4)*	1.290 (0.63)		0.600 (3.05)			0.425 (2.46)		-0.190 (-0.83)			9.257 (0.91)	0.0476 (0.80)	0.436	2.182	0.45
(5)	-11.62 (-3.05)	17.17 (1.80)		35.27 (2.95)				1.078 (1.28)	0.452 (0.26)	-25.32 (-3.67)			0.441	2.172	0.47
(6)	-11.18 (-3.32)	17.58 (1.88)		34.70 (2.98)				1.155 (1.48)		-24.38 (-4.20)			0.441	2.157	0.48
(7)	-10.36 (-1.68)	16.66 (0.99)		35.81 (1.63)				0.599 (0.42)		-21.45 (-1.93)			0.436	0.1225	MCG
26 Industrie du papier															
(1)	-4.915 (-3.59)	8.405 (3.20)			0.413 (4.23)			0.0232 (0.31)		-21.72 (-4.72)			0.595	0.755	0.80
(2)	-8.296 (-7.33)		1.802 (0.64)			0.672 (8.56)		-0.0902 (-1.46)			-49.95 (-6.77)	-0.164 (-5.53)	0.772	0.570	1.39
(3)*	-5.953 (-4.32)	0.111 (2.55)			0.554 (6.34)			0.123 (1.47)		-23.20 (-4.77)			0.574	0.773	0.83
(4)*	-9.037 (-6.55)		-0.0436 (-0.86)			0.738 (8.16)		-0.110 (-1.61)			-53.47 (-8.90)	-0.181 (-7.34)	0.773	0.569	1.38
(5)*	-9.22 (8.62)		0.0503 (1.49)			0.739 (11.17)		-0.709 (-0.98)	-0.392		-51.97 (-9.15)	-0.149 (-5.70)	0.797	0.542	1.52
(6)*	-8.218 (-8.93)		0.0763 (2.61)			0.667 (12.31)					-52.53 (-9.16)	-0.163 (-6.99)	0.786	0.548	1.50

(7)*	-7.493 (-3.10)	0.0644 (1.03)		0.619 (4.41)			-56.55 (-3.27)	-0.176 (-2.69)	0.782	0.452	MCG
------	-------------------	------------------	--	-----------------	--	--	-------------------	-------------------	-------	-------	-----

27 Industrie de l'imprimerie et de l'édition

(1)	0.552 (0.32)	14.80 (5.02)		-0.0829 (-1.22)	0.408 (5.98)		3.769 (0.69)		0.653	0.758	0.93
(2)	-2.121 (-1.18)		18.59 (5.23)		0.0351 (0.34)			4.299 (0.69)	0.0349 (0.39)	0.731	0.673 1.07
(3)*	-3.894 (-1.82)	-0.0817 (-0.88)		0.173 (2.26)	0.540 (7.15)		20.16 (3.21)			0.528	0.884 0.67
(4)*	-0.203 (-3.56)		-0.268 (-1.90)		0.569 (4.91)			16.87 (2.14)	0.297 (3.29)	0.639	0.779 0.76
(5)**	-0.661 (-1.31)	3.054 (1.41)	18.46 (6.90)		1.140 (4.39)	1.565 (2.72)	-68.67 (-2.62)	68.67		0.790	0.594 1.39
(6)**	0.662 (0.49)	-0.633 (-0.10)	12.96 (1.84)		1.629 (2.78)	0.482 (0.46)	2.231 (0.07)	-2.231		0.703	0.452 MCG

28 Produits chimiques

(1)	1.271 (1.10)	8.337 (2.67)		0.255 (3.09)	-0.0116 (-0.15)		-46.56 (-0.32)			0.635	0.885 0.47
(2)	-1.238 (-0.50)		7.100 (1.34)		0.444 (4.81)			-57.52 (-2.89)	-0.0129 (-0.23)	0.642	0.883 0.51
(3)*	1.368 (1.09)	0.0245 (0.59)		0.355 (4.60)	0.0637 (0.93)		-54.45 (-9.24)			0.598	0.929 0.47
(4)*	0.957 (0.51)		0.0389 (0.634)		0.477 (5.36)		-0.100 (-1.11)	-75.84 (-5.71)	-0.0588 (1.43)	0.634	0.892 0.50
(5)	0.803 (0.44)	6.239 (1.34)	4.346 (0.90)		0.339 (3.52)	1.000 (1.03)	-1.212 (-1.26)	-52.85 (-7.84)		0.670	0.855 0.57
(6)	-0.488 (-0.37)	8.645 (2.17)	7.713 (2.15)		0.366 (4.13)			-51.28 (-7.82)		0.662	0.852 0.51
(7)	-1.067 (-0.30)	9.295 (1.02)	41.75 (1.37)		0.330 (1.45)			-49.66 (-3.03)		0.652	0.621 MCG

Tableau XXX (suite)

	α	β_1	β_2	β_3	γ_1	γ_2	γ_3	ξ_1	ξ_2	κ_1	κ_2	λ	R^2	S.E.	D.W.
29 Pétrole															
(1)	-3.374 (-0.46)	9.942 (1.17)			0.612 (3.97)			-0.152 (0.96)		-26.73 (-1.09)			0.370	1.790	0.81
(2)	-5.734 (-2.15)		-13.20 (-0.69)			0.729 (2.57)		-0.0672 (-0.35)			-7.73 (-3.27)	-0.0178 (-1.02)	0.200	2.038	0.840
(3)*	-0.0219 (-0.004)	0.124 (1.97)			0.624 (4.31)			-0.0771 (-0.498)		-32.68 (-1.84)			0.392	1.758	0.78
(4)*	-8.494 (-2.43)		-0.204 (-1.36)			0.756 (3.53)		-0.0923 (-0.48)			-10.09 (-3.32)	-0.00948 (-0.64)	0.212	2.017	0.844
(5)	-9.47 (-2.96)	25.62 (3.09)			0.961 (3.85)		0.248 (1.26)	2.517 (0.46)	1.335 (1.60)				0.428	1.745	0.84
(6)	-10.26 (-3.83)	26.72 (3.39)			0.945 (3.85)		0.290 (1.66)		1.425 (1.77)				0.426	1.735	0.84
(7)	-8.18 -1.11	27.61 (1.62)			0.289 (0.67)		0.317 (0.77)		1.756 (2.17)				0.301	1.269	MCG
30 Produits de caoutchouc															
(1)	-6.059 (-2.06)	15.91 (2.59)			0.265 (1.38)			0.583 (3.75)		33.71 (3.86)			0.446	1.508	0.69
(2)	-10.88 (-4.30)		6.046 (1.07)			0.710 (4.03)		0.247 (1.84)			-13.88 (-5.43)	0.201 (3.01)	0.619	1.260	0.96
(3)*	-8.133 (-2.81)	0.0687 (2.57)			0.531 (3.27)			0.669 (4.12)		32.21 (3.78)			0.446	1.508	0.55
(4)*	-13.34 (-4.62)		-0.0406 (-1.02)			0.926 (5.28)		0.178 (1.20)			-15.65 (-5.60)	0.0871 (1.53)	0.618	1.261	0.93
(5)*	-13.77 (-5.95)	0.0850 (3.78)				0.936 (7.23)		-1.467 (-0.33)	0.964 (1.89)		-16.15 (-7.82)	0.114 (6.07)	0.685	1.155	0.83
(6)*	-14.08 (-6.73)	0.0878 (4.23)				0.951 (7.94)			0.952 (1.88)		-16.21 (-7.95)	0.115 (6.25)	0.684	1.147	0.82

(7)*	-12.42 (-2.88)	0.169 (5.54)		0.850 (3.53)		0.805 (1.34)		-13.47 (-3.29)	0.120 (2.90)	0.577	0.802	MCG	
<hr/>													
.31 Produits de cuir													
(1)	-4.693 (-2.35)	20.51 (3.64)		0.215 (2.55)		0.131 (1.12)		-4.213 (-0.64)		0.550	1.335	0.49	
(2)	-10.47 (-3.24)		26.61 (3.19)		0.231 (2.63)		-0.252 (-1.39)		-22.77 (-2.33)	0.201 (3.01)	0.574	1.308	0.51
(3)*	0.204 (0.13)	0.0398 (0.85)		0.437 (6.49)		0.283 (2.27)		9.126 (1.53)			0.466	1.453	0.46
(4)*	-2.010 (-1.28)		0.248 (2.79)		0.313 (4.16)		0.226 (1.31)		-4.741 (-0.73)	0.0871 (1.53)	0.560	1.330	0.53
(5)*	-6.61 (-3.35)	21.50 (4.28)		0.211 (2.67)		-0.0777 (-0.04)	-1.095 (-1.08)		-12.32 (-1.88)	0.127 (1.97)	0.616	1.251	0.57
(6)*	-6.469 (-3.42)	-6.469 (-3.42)		0.226 (2.98)					-11.30 (-1.75)	0.0932 (2.46)	0.609	1.243	0.55
(7)*	-7.662 (-1.98)	22.77 (2.53)		0.149 (1.04)					-16.93 (-1.29)	0.0977 (1.41)	0.603	0.693	MCG

- Remarques: (1) Un astérisque à côté du numéro de l'équation indique que la variation dans l'emploi est utilisée comme variable du marché du travail.
- (2) Pour l'industrie 24, CPI est utilisé au lieu de \dot{P}^*
- (3) Pour l'industrie 21, les variables du marché du travail sont $\dot{E}-\dot{E}^*$ et \tilde{U}^* .
- (4) Pour l'industrie 27, la variable du salaire relatif est $\ln(W_i/W_T) - \ln(W_i/W_T)^*$.

Tableau XXXI

Sommaire des modèles de salaires aux Etats-Unis
Equations finales selon la méthode des moindres carrés
ordinaires et des moindres carrés généralisés

Industrie	Marché du travail		Auto-financement		Salaire relatif		Indices des prix à la consommation			
	Act.	Dem.	Act.	Dem.	Act.	Dem.	\hat{p}^*	\hat{p}^*	R ²	S.E.
Ensemble de l'industrie manufacturière	xx	xx		x			x		0.721	0.43
Industries des biens durables	xx			x		xx	xx		0.683	0.52
24	xx			xx			xx		0.482	1.33
25	xx	xx		xx		xx			0.703	0.61
32	xx			xx		xx	x		0.648	0.58
33	xx	x				xx	xx		0.706	0.85
34						xx	xx		0.717	0.53
35						xx	xx		0.794	0.39
36	xx	xx				xx	x		0.875	0.43
37	xx					xx	xx	x	0.665	0.56
371	xx	xx			xx		xx	x	0.501	1.06
38		xx				xx	x	xx	0.579	0.46
Industries des biens non durables	xx	xx		xx			xx		0.661	0.46
20				xx		xx			0.670	0.48
21	xx	x				x	xx		0.244	1.42
22	xx	xx				xx		xx	0.759	0.61
23	x	xx			xx		x		0.436	1.22
26		xx		xx		xx			0.782	0.45
27	x	xx			x		xx	x	0.703	0.45
28	xx	xx		xx		xx			0.652	0.62
29	xx		x	x		xx		xx	0.301	1.27
30	xx			xx		xx		xx	0.577	0.80
31	xx			xx		xx			0.603	0.69

Remarques: (1) Un "x" indique une statistique $t \geq 1$ dans les équations finales selon les MCO, deux "x" indiquent une statistique $t \geq 1$ dans l'équation selon les MCG.

(2) Pour l'industrie 24, CPI remplace \hat{p}^* .

Tableau XXXII

Modèles de salaires aux Etats-Unis

Variations des coefficients du coût de la

vie d'après les équations selon la méthode des moindres carrés généralisés

Industrie	\hat{p}^*	\hat{z} \hat{p}^*
Ensemble de l'industrie manufacturière	0.38	--
Industries des biens durables	0.50*	--
24	0.54*	--
25	--	--
32	--	--
33	1.05*	--
34	0.87*	--
35	1.05*	--
36	0.18	--
37	0.68*	0.31
371	0.51*	-0.21
38	0.33	1.11*
Industries des biens non durables	1.27*	--
20	--	--
21	1.18*	--
22	--	3.53*
23	0.60	--
26	--	--
27	1.63*	0.48
28	--	--
29	--	1.76*
30	0.80*	--
31	--	--

Remarque: un astérisque indique une statistique $t \geq 1$.

Tableau XXXIII

Effet sur W d'une variation d'un point dans le taux de chômage

Industrie manufacturière aux Etats-Unis

(équations selon la méthode des moindres carrés généralisés)

Industrie	A court terme		A long terme	
	5% + 4%	4% + 3%	5% + 4%	4% + 3%
Ensemble de l'industrie manufacturière	0.75	1.25	0.74	1.23
Industries des biens durables	--	--	--	--
24	--	--	--	--
25	0.68	1.14	0.79	1.32
32	0.05	0.44	0	0
33	--	--	--	--
34	0	0	0	0
35	0	0	0	0
36	--	--	--	--
37	0.25	0.42	0	0
371	0	0	0.75	1.26
38	--	--	--	--
Industries des biens non durables	0.44	0.73	0.85	1.41
20	0	0	0.09	0.14
21	--	--	-0.04	-0.07
22	0.59	0.98	1.50	2.50
23	0.83	1.38	1.79	2.98
26	--	--	--	--
27	-0.03	-0.05	0.65	1.08
28	0.46	0.77	2.09	3.48
29	1.38	2.30	1.38	2.30
30	--	--	--	--
31	1.14	1.90	1.14	1.90

Remarques: (1) à court terme: U^{-1} varie, mais non pas \tilde{U}^* .à long terme: U^{-1} et \tilde{U} varient d'une quantité égale

(2) -- indique que la variation dans l'emploi est la variable du travail.

Annexe

CONSTRUCTION DES COEFFICIENTS DE PONDERATION EN FONCTION DES CONVENTIONS POUR L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE AMERICAINE*

C'est à partir de détails fournis par le U.S. Bureau of Labor Statistics que nous avons construit les coefficients de pondération selon les conventions collectives utilisés dans ce chapitre, détails publiés sous forme de chronologie mensuelle des salaires dans Current Wages Developments. Pour chacune des conventions énumérées ayant trait à une entreprise du secteur manufacturier, nous avons obtenu les renseignements suivants:

- (1) date d'entrée en vigueur de la convention,
- (2) durée de la convention,
- (3) nombre de travailleurs visés,
- (4) si la convention en question comprend une clause d'échelle mobile des salaires (en fonction du coût de la vie).

Au total, nous avons étudié quelques 20,000 conventions particulières, pour la période de 1947 à 1969.

Après avoir obtenu les renseignements (1) à (3), nous pouvions alors calculer, pour chaque époque donnée, le nombre de travailleurs visés par des conventions encore en vigueur et la répartition de ces travailleurs selon la date de signature de la convention. Convertis en pourcentages,

* Etude commanditée par la U.S. National Science Foundation. Nous remercions Janice Benaderet, Mary Freppel, Susie Rust, Paul Sommers, Daniel Weiserbs et Nicole Weiserbs, qui ont aidé à la recherche, Harold Levinson qui a mis à notre disposition son dossier sur Current Wages Developments, Norman Samuels, du Bureau of Labor Statistics, qui a fourni quelques exemplaires manquants parmi les plus anciens, et Richard Herstein, qui a fait la programmation des calculs.

ces chiffres servent à évaluer les coefficients de pondération exigés. Ces quantités ont été établies pour une des industries du groupe à trois chiffres, celle de l'automobile, et pour chacune des industries du groupe à deux chiffres (sauf pour les industries manufacturières diverses et les pièces d'artillerie), pour les industries des biens durables et des biens non durables ainsi que pour toute l'industrie manufacturière. Dans chacun de ces cas, les données sont trimestrielles, et s'étendent sur la période de 1949 à 1969.

Les chiffres que nous venons de décrire correspondent aux coefficients de pondération utilisés au chapitre trois, selon les données recueillies au Canada. Ce sont les mêmes chiffres que nous avons utilisés au premier stade de l'étude. Cependant, comme nous l'avons fait remarquer au cours du chapitre six, les résultats que nous avons obtenus en utilisant ces chiffres ont été très peu probants, et il semble que cela soit dû en partie à l'hypothèse implicite voulant que, dans une convention dont la durée s'étend sur plusieurs périodes, les salaires soient ajustés au début de chaque période. Dans le contexte actuel, cela voudrait dire que les salaires seraient ajustés à chaque trimestre. De toute évidence ceci n'est pas le cas, et, par conséquent, nous avons établi les coefficients de pondération étayant nos conclusions en supposant que les salaires sont ajustés au moment de la signature de la convention et à tous les quatre trimestres par la suite, à moins que la convention ne doive expirer dans les deux trimestres qui suivent cet ajustement.

Avant de terminer, il faudrait faire quelques commentaires sur la portée et la qualité de cette pondération.

1. En principe, elle devrait tenir compte de tous les travailleurs visés par des conventions salariales. En pratique, ceci s'est avéré impossible, puisque:
 - (a) depuis 1953, le BLS ne tient pas compte des conventions visant moins de 500 travailleurs;
 - (b) même dans le cas de conventions visant plus de 500 travailleurs, le BLS ne prétend pas avoir inscrit toute et chacune de ces conventions;

(c) quelques-unes des conventions inscrites dans la chronologie des salaires ne pouvaient être utilisées parce qu'il y manquait un renseignement important qu'on ne pouvait extrapoler. L'omission du nombre de travailleurs visés par la convention était l'erreur la plus fréquente.

2. Au Tableau XXXIV, nous avons indiqué le pourcentage de la main-d'oeuvre directe du secteur manufacturier qui est reflété par les coefficients de pondération utilisés. On voit que ce pourcentage varie d'un maximum de 52 pour cent au cours du troisième trimestre de 1951 à un minimum de 29.9 pour cent au cours du dernier trimestre de 1967. Puisque toute la main-d'oeuvre du secteur manufacturier n'est pas syndiquée, on ne peut s'attendre, même dans des conditions idéales, à ce que cette proportion se rapproche de un. Ce qu'il faut surtout considérer, c'est jusqu'à quel point les chiffres reflètent la proportion de la main-d'oeuvre directe présentement visée par des conventions, puisque ces chiffres doivent en principe refléter cette proportion. Toutefois, à cause des conventions que nous ne connaissons pas, nous ne pouvons pas non plus nous attendre à ce que ce soit le cas. Si, à chaque époque donnée, le nombre de travailleurs dont nous ne savons rien était réparti de la même façon que ceux dont nous avons tenu compte, quant à la date d'entrée en vigueur de la convention, les conventions manquantes ne poseraient aucun problème. Au niveau du secteur manufacturier, ces hypothèses sont probablement assez justes, vu les nombres en cause. Or il y a quelques industries, par exemple celles du tabac, du textile, du bois, du vêtement et du pétrole où les fluctuations du nombre de travailleurs visés par des conventions, d'un trimestre à l'autre, sont très marquées.
3. Enfin, remarquons que les estimations que nous avons construites concernent la main-d'oeuvre en activité d'emploi au moment de la signature de la convention, et non, comme le modèle l'exigerait en principe, la main-d'oeuvre en activité d'emploi courante. Cependant, il serait inutile de songer à fonder ces estimations sur la main-d'oeuvre actuelle.

Tableau XXXIV

Main-d'oeuvre directe dans l'industrie manufacturière reflétée
dans les coefficients de pondération d'après les conventions
(en pourcentage de l'emploi total)

491	34.2	561	40.9	631	38.9
2	35.1	2	42.2	2	37.9
3	33.8	3	44.0	3	36.9
4	36.3	4	43.8	4	37.8
501	38.5	571	43.5	641	37.7
2	40.5	2	43.5	2	37.0
3	41.8	3	43.1	3	35.5
4	49.9	4	42.5	4	34.2
511	51.4	581	44.5	651	33.0
2	51.1	2	46.0	2	32.8
3	52.0	3	40.5	3	32.8
4	48.4	4	41.3	4	32.7
521	46.8	591	40.5	661	32.3
2	46.4	2	40.2	2	31.5
3	44.0	3	37.6	3	31.0
4	42.2	4	36.6	4	31.0
531	38.9	601	38.7	671	31.6
2	38.9	2	40.2	2	32.0
3	39.6	3	41.1	3	32.0
4	39.3	4	41.5	4	29.9
541	40.5	611	42.2	681	32.3
2	40.2	2	39.6	2	32.2
3	40.3	3	38.6	3	35.4
4	39.0	4	39.5	4	32.6
551	37.7	621	38.3	691	32.1
2	35.1	2	38.5	2	33.0
3	38.0	3	38.4	3	33.1
4	40.4	4	38.6	4	33.1

Chapitre sept

LA PRODUCTIVITE ET LES PRIX DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIERE AMERICAINE

Nous entreprenons, dans ce chapitre-ci, les deuxième et troisième parties de notre analyse de l'industrie manufacturière américaine, plus précisément l'analyse du comportement de la productivité du travail et des coûts de production. Puisque les modèles de prix requièrent comme élément de prévision une mesure du coût unitaire de la main-d'oeuvre corrigé en fonction de fluctuations cycliques, nous présenterons d'abord les résultats relatifs à la productivité.

A. La productivité

MODELES ANALYSES

Les modèles de productivité ou, plus exactement, les modèles estimés pour les besoins unitaires en heures-hommes sont l'exacte contre-partie des équations linéaires employées au chapitre quatre pour les données canadiennes, et relèvent directement de la méthode de Wilson et Eckstein

(1964)¹. Il s'agit des équations suivantes:

$$\frac{M_t}{C_t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + (\beta_0 + \beta_1 t) \frac{Q_t^P - C_t}{C_t} + (\gamma_0 + \gamma_1 t) \frac{Q_t - Q_t^P}{C_t} + v_t \quad (1)$$

$$\ln \frac{M_t}{C_t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + (\beta_0 + \beta_1 t) \ln \frac{Q_t^P}{C_t} + (\gamma_0 + \gamma_1 t) \ln \frac{Q_t}{Q_t^P} + v_t, \quad (2)$$

toutes les variables, à l'exception de la perturbation aléatoire v_t , ont la même définition qu'à la première section du chapitre quatre.

Nous avons estimé ces équations (ou leur abréviation) à l'égard des facteurs suivants:

- (1) main-d'oeuvre directe, heures régulières;
- (2) main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires;
- (3) main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail;
- (4) main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail;
- (5) ensemble des travailleurs, nombre total d'heures de travail.

¹ Il y a une légère différence: dans les équations logarithmiques canadiennes, nous n'avons pas jugé nécessaire d'inclure une tendance temporelle dans les coefficients β , γ pour l'ensemble du secteur manufacturier; nous ne l'avons pas introduite non plus les équations relatives aux industries.

Contrairement à ce que nous avons fait pour le Canada, nous n'avons pas estimé d'équation pour le total des heures régulières de travail.

DONNEES

Les données relatives à l'emploi et au nombre d'heures de travail sont tirées de Employment and Earnings Statistics for the United States 1909-1970². Voici la définition des variables en (1) et en (2):

Heures-hommes

Conformément au travail de Wilson et Eckstein (1964), et à l'approche employée pour les données canadiennes, les heures régulières de travail en heures-hommes pour la main-d'oeuvre directe sont fondées sur une semaine de travail régulière hypothétique de 37 heures et demie. Les heures en sus de ce chiffre hebdomadaire sont considérées comme heures supplémentaires. Pour la main-d'oeuvre indirecte, nous avons supposé une semaine régulière de travail de 40 heures.

Capacité de production

Les chiffres relatifs à la capacité de production ont été obtenus en divisant l'indice Wharton d'utilisation maximale (ou de plein rendement) par l'indice de production industrielle du Federal Reserve Board (FRB)³.

Production prévue

Comme pour les données canadiennes, nous avons défini la production prévue comme étant une moyenne mobile de la production au cours des trois périodes les plus récentes,

² U.S. Bureau of Labor Statistics, Employment and Earnings, United States, 1909-1970. Washington, U.S. Government Printing Office, 1971. (Bulletin No. 1312-7).

³ Nous sommes reconnaissants à la Wharton School of Finance and Commerce de l'Université de Pennsylvanie pour nous avoir communiqué ces séries.

avec pondération dans la proportion de 3:2:1. A remarquer que cette définition de la production prévue, de concert avec la méthode selon laquelle est construite l'indice de Wharton, élimine la possibilité d'une production prévue excédant la capacité de production.

Production réelle

La production réelle est mesurée d'après l'indice de production industrielle du FRB. Toutes les données sont trimestrielles, désaisonnalisées et ont trait à la période allant de 1949:1 à 1969:4.

RESULTATS DES RECHERCHES EMPIRIQUES

Industrie manufacturière dans son ensemble, biens durables et non durables

Le Tableau XXXV présente les équations estimées pour l'ensemble de l'industrie manufacturière, pour l'industrie des biens durables ainsi que pour celle des biens non durables. Les chiffres entre parenthèses dans la colonne de gauche représentent les heures régulières et les heures supplémentaires de la main-d'oeuvre directe, ainsi que les autres données susmentionnées. Tout comme pour les équations relatives aux heures-hommes dans l'industrie canadienne, nous avons relevé une autocorrélation générale des résidus; de toutes les équations estimées dans cette section, une seule (heures supplémentaires dans l'industrie pétrolière) ne comporte pas d'autocorrélation positive d'après le coefficients Durbin-Watson. Par conséquent, nous avons estimé les équations en utilisant la transformation de Cochrane-Orcutt⁴. Le paramètre d'autorégression lié à cette transformation est présenté à la colonne ρ du tableau. Outre le R^2 avec les variables mesurées dans les unités de départ (i.e. les unités non transformées), le tableau donne aussi les R^2 en unités transformées, soient les R_{Δ}^2 .

⁴ Pour un exposé de la transformation Cochrane-Orcutt, voir les pp. 528-529 dans Malinvaud (1970).

Bien qu'on ait estimé les versions linéaire et logarithmique du modèle, les résultats de la version logarithmique se sont révélés inférieurs et n'ont donc pas été rapportés.

Ensemble du secteur manufacturier

Les résultats statistiques pour l'industrie manufacturière dans son ensemble sont généralement excellents. Penchons-nous tout d'abord sur l'équation relative aux heures régulières de la main-d'oeuvre directe: nous devons constater que tous les coefficients sont du bon signe et équivalent à plusieurs multiples de leurs erreurs types; l'ajustement est très bon, avant et après la transformation, et l'autocorrélation se trouve parfaitement éliminée grâce à la transformation Cochrane-Orcutt. De plus, la valeur relative des coefficients pour $\hat{\alpha} > \hat{\beta} > \hat{\gamma}$ est celle qui a été prévue a priori. Cependant, comme toutes les variables sauf les termes de tendance sont mesurées en nombres-indices, les valeurs des coefficients ne peuvent guère être interprétées en tant que telles, et nous les avons donc exprimées de nouveau au Tableau XXXVI sous forme d'élasticités. Nous parlerons en détail de ces élasticités un peu plus loin dans le texte.

L'équation relative aux heures supplémentaires de la main-d'oeuvre directe fait preuve aussi de très bonne qualité statistique, quoiqu'elle soit un peu inférieure à la précédente. Les changements d'ordre technologique sont une fois de plus importants au plan quantitatif; le calcul montre qu'au quatrième trimestre de 1969, $\hat{\beta}$ et $\hat{\gamma}$ avaient diminué de 82 et de 71 pour cent respectivement et $\hat{\alpha}$, de 60 pour cent. La grandeur des coefficients les uns par rapport aux autres est l'inverse de celle des coefficients pour les heures régulières. Comme nous avons vu au chapitre trois, c'est précisément ce qu'on pouvait prévoir, puisque les heures supplémentaires servent de tampon dans l'ajustement de la production aux fluctuations imprévues de la demande.

Dans l'équation des heures de travail de la main-d'oeuvre indirecte (équation (4)), la situation est totalement différente: il n'y a pas de terme d'ajustement de courte durée, et le coefficients de capacité $\hat{\alpha}$ est plus gros que celui de la production prévue. Ceci aussi était prévu. Le seul élément de tendance qui soit statistiquement important

est le terme linéaire en α . L'équation en unités de départ s'ajuste bien, mais, en unités transformées, elle a une tenue beaucoup moins bonne que celle des équations de la main-d'oeuvre directe. De plus, en dépit de la très haute valeur de $\hat{\rho}$ (.977), le coefficient de Durbin-Watson demeure bas, ce qui nous suggère que la structure d'autocorrélation est peut-être plus complexe que le coefficient de premier degré de Markov.

Les équations relatives au total des heures de travail de la main-d'oeuvre directe et à celui des heures de la main-d'oeuvre directe et la main-d'oeuvre indirecte réunies, correspondent à l'équation pour les heures régulières de la main-d'oeuvre directe.

Fabrication des biens durables et des biens non durables

Examinons maintenant les équations relatives à l'industrie de fabrication des biens durables et à celle des biens non durables. Ces équations sont comparables aux équations du secteur manufacturier dans son ensemble, non seulement au plan statistique aussi bien que dans leur substance. En voici les points saillants.

1. En égard aux équations pour les heures régulières de la main-d'oeuvre directe, nous retrouvons encore une fois le schème $\hat{\alpha} > \hat{\beta} > \hat{\gamma}$. La principale différence entre ces deux sous-groupes de l'industrie manufacturière est l'absence d'une tendance β et γ pour l'industrie des biens non durables.
2. Quant aux équations des heures supplémentaires, nous y retrouvons encore le schème $\hat{\alpha} > \hat{\beta} > \hat{\gamma}$. Leur ajustement est bon, tant en unités de départ qu'en unités transformées, et nous y avons retrouvé une forte tendance à ne pas recourir aux heures supplémentaires, tendance propre au secteur manufacturier dans son ensemble. A cet égard, la seule différence que nous ayons notée entre les deux industries est que la tendance en α pour les biens non durables est linéaire et non quadratique, contrairement à celle de l'industrie des biens durables.
3. Pour ce qui est du nombre d'heures de travail de la main-d'oeuvre indirecte, nous avons constaté une

réaction quantitativement faible mais statistiquement importante aux fluctuations de courte durée de la production réelle des biens durables; pour les biens non durables toutefois, nous n'avons constaté aucune réaction de ce genre. Le \bar{R}^2 en unités de départ est plus élevé pour les biens non durables que pour les biens durables, mais le contraire est vrai en ce qui concerne le \bar{R}^2 en unités transformées, même si \bar{R}_{Δ}^2 n'est jamais très élevé. Enfin, il faut noter que dans l'équation relative aux biens durables, une assez forte autocorrélation subsiste dans les résidus même après la transformation Cochrane-Orcutt.

4. Comme pour l'ensemble du secteur manufacturier, les équations relatives au nombre total d'heures de travail de la main-d'oeuvre directe et au total des heures pour la main-d'oeuvre directe et la main-d'oeuvre indirecte réunies, correspondent à celles des heures régulières de la main-d'oeuvre directe.

Tendances et élasticités

Il ne nous a pas été facile d'interpréter les coefficients du Tableau XXXV parce que les variables y sont exprimées en nombres-indices et que la majorité des coefficients renferment des tendances. C'est pourquoi nous avons présenté au Tableau XXXVI une liste des coefficients exprimés sous forme d'élasticités, et évalués à trois points différents de la période de sondage, soient à 1949:1, 1960:1 et 1969:4. Comme nous avons vu au chapitre deux, notre modèle permet de calculer trois différents genres d'élasticités, nommément:

- (1) une élasticité à court terme;
- (2) une élasticité à moyen terme;
- (3) une élasticité à long terme qui est toujours égale à l'unité, en supposant que les productions prévues, réelles et à plein rendement coïncident.

Tout comme dans le cas des équations linéaires du chapitre quatre, nous avons eu recours à l'hypothèse

$Q = Q^P = C$ pour évaluer les élasticités à court et à moyen terme. En plus de servir de point de référence pour les élasticités, cette hypothèse a simplifié les calculs, car η_γ et η_β se réduisent à

$$\eta_\gamma = \frac{\gamma(t)}{\alpha(t)} \quad (3)$$

$$\eta_\beta = \frac{\beta(t)}{\alpha(t)} \quad (4)$$

Résumons les traits saillants du Tableau XXXVI:

1. De façon générale, pour les heures régulières de la main-d'oeuvre directe, les deux élasticités à court terme sont inférieures à l'unité, et pour η_γ inférieures à η_β . Comme les heures régulières sont définies en fonction d'une semaine-type de travail, que l'on suppose constante dans le temps, ces résultats signifieraient que l'emploi de la main-d'oeuvre directe n'est pas élastique à court terme, bien qu'il le soit plus que pour la main-d'oeuvre indirecte.
2. Contrairement aux heures régulières, les élasticités à court terme pour les heures supplémentaires dépassent de beaucoup l'unité, surtout pour les industries de fabrication de biens non durables, et sont d'autant plus élevées que la période est courte. Evidemment il s'agit de résultats qui découlent de ceux qui ont trait aux heures régulières puisque, l'emploi de la main-d'oeuvre directe devenant de moins en moins élastique à mesure que la période d'ajustement raccourcit, la durée de la semaine de travail devra nécessairement servir de tampon.
3. En général, pour ce qui est de la main-d'oeuvre directe dans l'ensemble du secteur manufacturier, les changements d'ordre technologique ont contribué depuis 1960 à réduire les coefficients d'ajustement à court terme des besoins permanents en main-d'oeuvre, ce qui a eu pour effet de déprimer encore davantage η_β et η_γ . Cependant, il semble que ce phénomène se soit confiné à l'industrie de fabrication de biens

durables, car c'est le cas contraire qui est vrai pour celle des biens non durables.

Amélioration tendancielle de la productivité du travail

En plus des élasticités du Tableau XXXVI, il nous serait utile de mesurer l'amélioration implicite à long terme de la productivité du travail que nous révèlent ces équations. Pour le modèle linéaire, le calcul s'est fait selon la formule

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\alpha_1 + 2\alpha_2 t}{\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 t^2} = \frac{\dot{\alpha}(t)}{\alpha(t)}, \quad (5)$$

où $y = M^c/C$ et où M^c a trait aux besoins en main-d'oeuvre à long terme. Comme cette quantité dépend de t , elle a été évaluée vers le milieu de la période de sondage au premier trimestre de 1960, ce qui correspond à $t = 45$. Les chiffres ont été rassemblés au Tableau XXXVII.

Les chiffres pour les heures régulières de la main-d'oeuvre directe sont intéressants: 3.90 pour cent par année pour toute l'industrie manufacturière, 4.15 pour cent pour les biens durables et 4.09 pour cent pour les biens non durables. Comme il fallait s'y attendre, les tendances à l'accroissement de la productivité du travail ne sont pas aussi fortes en ce qui concerne la main-d'oeuvre indirecte.

Les industries à deux chiffres

Les résultats relatifs aux industries manufacturières à deux chiffres apparaissent aux tableaux XXXVIII à XL; nous avons suivi pour ces tableaux la même disposition que pour les tableaux XXXV à XXXVII, en ce sens que le Tableau XXXVIII contient les équations estimatives, le Tableau XXXIX, les élasticités et que le Tableau XL, l'amélioration tendancielle de la productivité. Toutes les industries à deux chiffres ont été analysées, sauf l'artillerie (19) et les industries manufacturières diverses (39).

Vu le nombre d'industries et d'équations analysées, il n'est vraiment pas possible d'aborder isolément chaque industrie. Nous nous en tiendrons donc aux quelques commentaires qui nous semblent les plus importants.

Vue d'ensemble

Dans l'ensemble, on doit considérer les résultats comme étant très satisfaisants. Pour les heures régulières de la main d'oeuvre directe, pour le total des heures de travail de la main-d'oeuvre directe ainsi que pour celui de l'ensemble des travailleurs, les équations s'ajustent très bien.

Dans chacun des cas le \bar{R}^2 est supérieur à 0.985 en unités de départ; après la transformation Cochrane-Orcutt, il n'est inférieur à 0.6 que dans quatre industries: aliments, tabac, imprimerie et pétrole. Les statistiques t sont presque toujours élevées, surtout pour $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\beta}_0$ et $\hat{\gamma}_0$; très peu de signes sont erronés. Comme pour le secteur manufacturier dans son ensemble, il existe une très forte autocorrélation dans le cas des biens durables et des biens non durables, mais elle a été éliminée ou du moins réduite, à quelques exceptions près, par la transformation Cochrane-Orcutt.

Comme pour les agrégats, le modèle linéaire a une meilleure tenue que le modèle logarithmique. Ce n'est que pour les aliments (industrie 20) que la version logarithmique se montre nettement supérieure à l'autre et ce, seulement pour les heures régulières de la main-d'oeuvre directe.

Nous devons cependant relever certains résultats négatifs:

1. Les pires résultats de tout le groupe sont ceux qui ont trait aux industries 20 et 21 (aliments et tabac). Bien que pour les deux industries le \bar{R}^2 de l'équation des heures régulières de la main-d'oeuvre directe soit au-dessus de 0.99, le \bar{R}_Δ^2 n'est que 0.334 pour les aliments et de 0.113 pour le tabac. Les seules équations où le \bar{R}_Δ^2 soit supérieur à 0.6 sont celles des heures de travail de la main-d'oeuvre directe pour les aliments et des heures supplémentaires pour le tabac. Fait intéressant, l'ajustement après transformation pour cette dernière équation est meilleur qu'avec les unités de départ.
2. Les équations pour les heures de travail de la main-d'oeuvre indirecte sont loin d'être satisfaisantes.

Le \bar{R}_Δ^2 se situe rarement au-dessus de 0.6, et il est souvent inférieur à 0.2. La pire équation est celle du pétrole (industrie 29) qui ne possède qu'une constante et qu'une tendance linéaire comme éléments de prévision. Le \bar{R}^2 avant transformation s'établit à 0.989, mais le \bar{R}_Δ^2 n'est que de 0.053.

3. Les équations pour les heures supplémentaires des industries du vêtement et du cuir (industries 23 et 31) ont toutes les deux un mauvais signe pour β_0 et γ_0 . Dans le cas de l'industrie du cuir, ce résultat n'est absolument pas vraisemblable, mais n'a rien d'inquiétant; il reflète probablement le fait que, pour cette industrie, la notion des heures supplémentaires est plutôt vague. C'est le cuir qui, de toutes les industries du groupe à deux chiffres, a la semaine moyenne de travail la plus courte pendant la période de sondage; elle comprenait en effet souvent moins que les 37 heures et demie que nous avons posé comme norme. Par conséquent, il est clair que cette industrie ne perdrait rien si nous ne tenions pas compte des heures supplémentaires. En ce qui concerne l'industrie du vêtement, il se peut que les mauvais signes soulignent le recours fréquent au travail à la pièce.

Heures-hommes régulières de la main-d'oeuvre directe

Voici maintenant quelques commentaires sur les résultats touchant les heures régulières de travail de la main-d'oeuvre directe.

1. Comme nous l'avons déjà noté, la qualité statistique des équations, sauf celles des aliments et du tabac, est élevée.
2. A quelques exceptions près, nous constatons le schéma prévu de $\hat{\alpha} > \hat{\beta} > \hat{\gamma}$ (voir le Tableau XXXIX). Ces exceptions se retrouvent: (a) dans les industries 28, 29, 30, 32 et 35 où, vu le mouvement de baisse accentué en $\hat{\alpha}$ vers la fin de la période de sondage, $\hat{\alpha}$ est inférieur à $\hat{\beta}$; (b) dans l'industrie 34 où, à la fin de la période, $\hat{\alpha}$ vaut moins que $\hat{\gamma}$ et que $\hat{\beta}$;

baisse en $\hat{\beta}$ sont si marqués pour les produits chimiques, le pétrole, le matériel électrique et les instruments, que ce coefficient a effectivement une valeur négative à la fin de la période de sondage. Dans ces cas, une tendance non linéaire conviendrait sans doute mieux.

Répetons que les équations relatives aux heures supplémentaires pour le vêtement et le cuir sont clairement invraisemblables et qu'il ne faudrait pas en tenir compte.

Heures de travail de la main-d'oeuvre indirecte

Le trait commun aux équations relatives à la main-d'oeuvre indirecte est l'absence d'ajustement de leurs heures de travail aux fluctuations temporaires de la production réelle; le vêtement et les machines électriques sont en effet les seules industries où la production réelle semble être un élément de prévision. Comme nous l'avons vu plus haut, il s'agit là d'une caractéristique générale de la main-d'oeuvre indirecte et c'est d'ailleurs exactement ce que nous avons prévu.

Autre fait intéressant: il y a absence de toute répercussion marquée de l'évolution technologique. Même si nous relevons des tendances en $\hat{\alpha}$ pour toutes les industries, à l'exception des métaux primaires et des machines électriques, elles ne sont dans l'ensemble que superficielles, et ne suivent pas de schéma précis. Même si la tendance est surtout à la baisse, tout comme pour les heures régulières de la main-d'oeuvre directe, nous avons remarqué plusieurs mouvements à la hausse de même que trois cas sans monotonie. Pour le papier et le cuir, en effet, le $\hat{\alpha}$ s'affaïsse d'abord puis s'élève, alors que c'est le contraire pour la pierre, l'argile et le verre.

Nous avons souligné plus haut que ce groupe d'équations est au plan statistique le moins satisfaisant de tous ceux qui ont été estimés. Wilson et Eckstein ont rencontré le même problème dans leur étude et ils l'ont attribué à une erreur de mesure de la production prévue. D'après eux, à cause du caractère très général de la main-d'oeuvre indirecte, il faudrait définir la production prévue, pour cette catégorie de main-d'oeuvre, en fonction d'une période de plus de trois trimestres. En guise de substitut, ils l'ont définie en tant que retard géométrique échelonné par

et, (c) dans les industries 37 et 38 où, encore à la fin de la période de sondage, $\hat{\beta}$ est inférieur à $\hat{\gamma}$. Dans tous les autres cas les valeurs relatives des coefficients sont comme nous l'avions supposé.

3. Quant aux effets des changements d'ordre technologique, nous avons relevé une nette tendance à la baisse dans les trois coefficients et ce pour le textile, le vêtement, le bois, l'aménagement, le cuir, l'industrie métallique primaire et le matériel de transport; nous avons relevé aussi une tendance à la baisse en $\hat{\alpha}$ et en $\hat{\beta}$ pour le caoutchouc, les machines électriques et les instruments, en $\hat{\alpha}$ et en $\hat{\gamma}$ pour les machines (autres qu'électriques), et en $\hat{\alpha}$ seulement pour le papier, les aliments, le tabac, les produits chimiques, le pétrole, la pierre, l'argile et le verre, de même que pour les produits métalliques. Nous voyons donc que, sous une forme ou une autre, chaque industrie a vu diminuer ses besoins unitaires en main-d'oeuvre. Cette tendance à la baisse de α pour toutes les industries nous démontre qu'une bonne part de l'amélioration de la productivité de la main-d'oeuvre tient à des investissements dans une capacité de production accrue.

Heures supplémentaires

Comme pour les agrégats, l'ajustement des équations n'est pas aussi bon pour les heures supplémentaires que pour les heures régulières. Cependant, vu la forte variabilité à court terme de la durée moyenne de la semaine de travail, ceci n'a rien de surprenant. De façon générale, les \bar{R}^2 demeurent élevés et, fait plus important encore, ils attribuent correctement le gros de la variation des heures supplémentaires aux mouvements de la plus courte des courbes de brève durée. C'est ce que reflètent les $\hat{\gamma}$ qui sont tous plus élevés que les $\hat{\alpha}$ ou les $\hat{\beta}$, sauf pour le bois, les produits métalliques et l'industrie métallique primaire. Les plus fortes tendances apparaissent en $\hat{\beta}$. Il fallait naturellement s'attendre à cela, puisqu'il est logique que les entreprises substituent les heures régulières moins coûteuses, aux heures supplémentaires de travail, et qu'il est clair que la courte période de planification ne nuit pas pour autant à la souplesse des entreprises en cette matière. En vérité, les mouvements de

rapport à la production antérieure. Cette mesure ayant donné de meilleurs résultats, il aurait peut-être fallu que nous l'adoptions. Si nous ne l'avons pas fait, c'est que ce problème ne se présente pas dans le cas des équations relatives au Canada.

Total des heures de travail pour l'ensemble de la main-d'oeuvre

En général, les équations se rapportant au total des heures pour la main-d'oeuvre directe et à celui pour la main d'oeuvre directe et la main-d'oeuvre indirecte réunies correspondent à celles des heures régulières de la main-d'oeuvre directe. Statistiquement, elles ont la même valeur, et le schéma du comportement des coefficients est celui que nous avons prévu, quoique nous ne puissions constater avec ces équations qu'une tendance très générale à ce que $\hat{\alpha}$ soit plus grand que $\hat{\beta}$, et que $\hat{\beta}$ soit plus grand que $\hat{\gamma}$. A cause des heures supplémentaires, en effet, il n'y a plus de raison que $\hat{\beta}$ soit invariablement supérieur à $\hat{\gamma}$; en fait, dans nombre de cas, vu la forte tendance en $\hat{\beta}$, c'est même le contraire qui se produit.

Tendances et élasticités

De même que pour les agrégats, les coefficients du Tableau XXXVIII ont été exprimés en élasticités, en supposant que $Q = Q^* = C$, et ils ont été évalués au premier trimestre de 1949, au premier de 1960 et au quatrième de 1969, ce qui correspond à $t = 1, 45$ et 84 respectivement. Nous avons déjà noté le schéma général des rapports de valeurs entre les coefficients et, puisqu'il s'applique nécessairement aux élasticités, nous ne reviendrons pas sur la question. Qu'il suffise de souligner ici que, dans l'ensemble, les élasticités à court terme pour les heures régulières de la main-d'oeuvre directe sont inférieures à l'unité et d'autant plus petites que la période d'ajustement est courte, tandis que les élasticités à court terme pour les heures supplémentaires sont supérieures à l'unité et dépassent souvent deux. Pour cette raison, les élasticités à court terme pour le nombre total d'heures de travail de la main-d'oeuvre directe sont supérieures à celles des heures régulières et, comme l'élasticité pour la main-d'oeuvre indirecte est faible, l'inertie à court terme est plus répandue pour le total des heures de travail de tous

Tableau XXXV
Equation des heures-hommes
Industrie manufacturière américaine

	α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	γ_0	γ_1	\bar{R}^2	S.E.	D.W.	ρ	R_{Δ}^2
Tout le secteur manufacturier												
(1)	148.85 (63.22)	-1.466 (-13.46)	0.00599 (6.01)	1.297 (20.84)	-0.00986 (-5.23)	0.831 (16.74)	-0.00682 (-5.00)	0.999	0.54	1.81	0.865	0.942
(2)	245.18 (14.49)	-3.299 (-4.08)	0.0180 (2.52)	6.310 (8.68)	-0.0734 (-3.55)	6.847 (11.42)	-0.0582 (-3.55)	0.966	6.42	2.06	0.736	0.817
(3)	153.98 (82.29)	-1.536 (-17.07)	0.00638 (7.89)	1.558 (21.13)	-0.0123 (-5.73)	1.177 (19.59)	-0.00973 (-5.92)	0.999	0.64	1.89	0.776	0.948
(4)	97.06 (10.90)	-0.297 (-2.95)		0.248 (8.20)				0.989	0.51	0.91	0.977	0.465
(5)	136.82 (45.43)	-1.185 (-8.98)	0.00457 (3.83)	1.231 (20.42)	-0.00989 (-5.36)	0.879 (18.35)	-0.00710 (-5.40)	0.999	0.53	1.83	0.895	0.942
Biens durables												
(1)	146.11 (72.85)	-1.359 (14.09)	0.00559 (6.42)	1.243 (19.22)	-0.00825 (-4.42)	0.902 (18.72)	-0.00789 (-5.92)	0.999	0.76	1.68	0.752	0.942
(2)	250.90 (11.43)	-3.609 (-3.44)	0.0224 (2.32)	4.752 (8.18)	-0.0521 (-3.01)	5.186 (12.18)	-0.0467 (-3.97)	0.967	6.73	1.91	0.815	0.823
(3)	152.81 (69.91)	-1.489 (-14.24)	0.00653 (6.97)	1.492 (20.09)	-0.0113 (-5.33)	1.199 (21.48)	-0.0105 (-6.83)	0.998	0.88	1.62	0.725	0.948
(4)	64.86 (15.79)	0.508 (3.07)	-0.00533 (-3.50)	0.263 (8.68)		0.0692 (3.39)		0.957	0.63	0.59	0.917	0.521
(5)	130.58 (58.33)	-1.000 (-9.32)	0.00367 (3.73)	1.157 (19.09)	-0.00836 (-4.64)	0.883 (19.88)	-0.00749 (-6.10)	0.998	0.70	1.56	0.811	0.943
Biens non durables												
(1)	151.11 (86.88)	-1.535 (-20.25)	0.00628 (8.49)	0.927 (20.37)		0.525 (15.44)		0.999	0.40	1.63	0.883	0.879
(2)	221.04 (19.77)	-1.555 (-7.57)		9.477 (8.05)	-0.0662 (-2.59)	12.229 (10.47)	-0.0779 (-2.43)	0.943	7.97	2.07	0.558	0.771
(3)	153.09 (121.53)	-1.494 (-25.54)	0.00576 (9.18)	1.208 (17.46)		0.930 (16.92)		0.999	0.64	1.70	0.776	0.860
(4)	127.95 (13.03)	-1.041 (-3.71)	0.00420 (2.03)	0.223 (5.65)				0.998	0.39	1.75	0.960	0.361
(5)	141.22 (77.40)	-1.242 (-15.21)	0.00445 (5.45)	0.968 (16.75)		0.705 (16.19)		0.999	0.51	1.77	0.866	0.850

Tableau XXXVI
Elasticité des heures-hommes
Industrie manufacturière américaine

Ensemble du secteur manufacturier	Biens durables				Biens non durables	
	η_{β}	η_{γ}	η_{β}	η_{γ}	η_{β}	η_{γ}
main-d'oeuvre directe, heures régulières						
491	0.873	0.559	0.853	0.618	0.620	0.351
601	0.897	0.551	0.906	0.568	0.978	0.554
694	0.690	0.380	0.770	0.335	1.394	0.790
heures supplémentaires						
491	2.578	2.807	1.900	2.078	4.287	5.536
601	2.258	3.175	1.799	2.305	4.301	5.775
694	1.203	2.060	0.355	1.595	4.332	6.289
main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail						
491	1.014	0.765	0.960	0.771	0.797	0.613
601	1.028	0.756	0.994	0.734	1.239	0.954
694	0.750	0.515	0.736	0.429	1.770	1.363
main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail						
491	0.256		0.402	0.106	0.176	
601	0.296		0.342	0.090	0.249	
694	0.343		0.376	0.099	0.318	
total des heures de travail						
491	0.900	0.643	0.887	0.676	0.692	0.504
601	0.847	0.604	0.840	0.587	1.026	0.747
694	0.575	0.407	0.628	0.350	1.417	1.032

Note: Pour les définitions de η_{β} et η_{γ} , voir le texte.

Tableau XXXVII

Taux d'accroissement à long terme de la productivité

Industrie manufacturière américaine

(Pourcentages annuels, calculés au 1960:1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ensemble du secteur manufacturier	3.90	5.04	3.93	1.42	3.33
Fabrication de biens durables	4.15	4.76	3.64	-0.15	3.69
Fabrication de biens non durables	4.09	4.12	4.00	2.96	3.57

Note: (1) main-d'oeuvre directe, heures régulières
 (2) heures supplémentaires
 (3) main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures
 de travail
 (4) main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de
 travail
 (5) ensemble de la main-d'oeuvre, total des heures
 de travail

Tableau XXXVIII

Equations des heures-hommes

Industries manufacturières américaines à deux chiffres

	α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	γ_0	γ_1	\bar{R}^2	S.E.	D.W.	ρ	R_A^2
20 Aliments												
(1)	4.853 (57.91)	-0.00722 (-6.99)		0.455 (5.82)		0.409 (5.95)		0.999	0.0064	2.03	0.974	0.334
(2)	226.20 (13.79)	-3.341 (-6.59)	0.0174 (4.12)	4.525 (3.40)	-0.0456 (-1.91)	2.130 (4.01)		0.983	4.28	2.26	0.717	0.321
(3)	144.29 (63.67)	-1.410 (-14.96)	0.00640 (6.67)	0.606 (6.37)		0.548 (6.54)		0.999	0.69	2.17	0.848	0.691
(4)	87.55 (68.55)	0.146 (2.47)	-0.00412 (-6.79)	0.0598 (2.07)				0.991	0.51	2.14	0.819	0.297
(5)	126.55 (67.21)	-0.930 (-11.87)	0.00318 (4.08)	0.438 (6.56)		0.380 (6.46)		0.999	0.49	2.14	0.867	0.437
21 Tabac												
(1)	142.05 (73.20)	-1.020 (-27.28)						0.994	2.01	2.15	0.754	0.133
(2)		3.420 (9.60)	-0.0406 (-7.55)			17.411 (6.22)	-0.144 (-2.70)	0.641	28.37	1.98	0.273	0.694
(3)	140.08 (90.38)	-1.008 (-35.86)		0.346 (3.38)				0.990	2.48	2.04	0.597	0.332
(4)	83.86 (21.30)	0.0893 (1.19)		0.578 (1.83)				0.547	4.58	2.09	0.707	0.178
(5)	132.55 (137.63)	-0.873 (-45.64)		0.287				0.991	2.06	1.97	0.506	0.366
22 Textiles												
(1)	169.08 (74.29)	-2.108 (-19.10)	0.0110 (10.08)	1.291 (17.68)	-0.0115 (-5.42)	0.736 (16.11)	-0.00848 (-6.48)	0.999	0.80	1.85	0.825	0.921

(2)	165.35	-0.660		9.865	-0.123	11.595	-0.115	0.906	14.01	1.84	0.367	0.819
	(16.78)	(-3.78)		(10.76)	(-6.25)	(14.60)	(-5.21)					
(3)	165.53	-1.875	0.00905	1.678	-0.0148	1.314	-0.0140	0.998	1.13	1.77	0.638	0.927
	(94.75)	(-20.90)	(10.26)	(17.33)	(-5.52)	(19.76)	(-7.48)					
(4)	117.18	-0.950	0.00683	0.392				0.977	1.21	2.32	0.873	0.492
	(25.94)	(-4.69)	(3.41)	(7.72)								
(5)	160.18	-1.759	0.00861	1.537	-0.0129	1.188	-0.0126	0.998	1.04	1.81	0.691	0.926
	(89.10)	(-19.09)	(9.46)	(16.75)	(-5.01)	(19.41)	(-7.25)					

23 Vêtement

(1)	134.76	-1.170	0.00487	0.888	-0.00652	0.445	-0.00351	0.999	0.64	2.11	0.866	0.748
	(57.83)	(-11.30)	(4.46)	(9.09)	(-2.72)	(7.31)	(-2.27)					
(2)	48.50			-6.770	0.0804	-4.544		0.734	12.57	2.18	0.566	0.509
	(7.50)			(-6.88)	(5.70)	(-7.10)						
(3)	139.12	-1.200	0.00471	1.423	-0.0134	0.795	-0.00561	0.995	1.24	2.16	0.802	0.684
	(47.37)	(-9.11)	(3.21)	(7.68)	(-3.10)	(6.68)	(-1.88)					
(4)	117.67	-0.567		0.553	-0.00760	0.336	-0.00620	0.996	0.85	1.57	0.945	0.312
	(26.04)	(-7.27)		(4.36)	(-2.40)	(4.35)	(-3.16)					
(5)	137.70	-1.183	0.00473	1.315	-0.0126	0.735	-0.00559	0.995	1.13	2.15	0.828	0.684
	(44.42)	(-8.48)	(3.10)	(7.74)	(-3.11)	(6.83)	(-2.06)					

24 Bois

(1)	162.26	-1.775	0.00935	1.375	-0.0125	0.892	-0.00955	0.996	1.37	1.94	0.779	0.810
	(56.29)	(-13.11)	(6.90)	(12.13)	(-4.31)	(11.92)	(-5.71)					
(2)	159.47	-1.606	0.0203	3.454		3.325		0.771	16.71	2.27	0.635	0.445
	(8.58)	(-1.77)	(2.07)	(4.66)		(6.69)						
(3)	161.59	-1.734	0.00943	1.530	-0.0132	1.067		0.996	1.46	1.89	0.811	0.838
	(44.69)	(-10.31)	(5.61)	(12.66)	(-4.31)	(13.59)						
(4)	118.63	-1.110	0.0101	0.153				0.949	1.41	1.72	0.904	0.141
	(15.50)	(-3.48)	(3.37)	(2.55)								
(5)	156.03	-1.638	0.00934	1.377	-0.0116	0.937	-0.00911	0.996	1.33	1.85	0.824	0.831
	(43.44)	(-9.87)	(5.64)	(12.38)	(-4.09)	(13.06)	(-5.67)					

Tableau XXXVIII (suite)

	α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	γ_0	γ_1	\bar{R}^2	S.E.	D.W.	ρ	R_A^2
25 Ameublement												
(1)	157.82 (26.96)	-1.920 (-8.06)	0.0100 (4.55)	1.279 (13.80)	-0.0119 (-4.57)	0.820 (10.51)	-0.00719 (-3.55)	0.998	0.96	0.88	0.906	0.840
(2)	319.04 (11.66)	-6.318 (-5.26)	0.0463 (3.96)	5.704 (6.86)	-0.0340 (-1.49)	6.091 (14.06)		0.957	9.50	1.93	0.823	0.771
(3)	165.92 (29.31)	-2.124 (-8.84)	0.0116 (5.06)	1.593 (13.54)	-0.0147 (-4.46)	1.220 (12.25)	-0.00937 (-3.63)	0.997	1.21	1.01	0.883	0.861
(4)	109.13 (31.78)	-0.527 (-9.25)		0.232 (4.34)				0.989	1.06	2.29	0.917	0.287
(5)	156.74 (29.01)	-1.865 (-8.25)	0.00966 (4.54)	1.391 (13.71)	-0.0127 (-4.48)	1.045 (12.20)	-0.00803 (-3.61)	0.997	1.05	1.03	0.892	0.862
26 Papier												
(1)	118.58 (89.27)	-0.641 (-29.10)		0.611 (15.30)		0.306 (10.88)		0.999	0.56	1.47	0.880	0.771
(2)	159.31 (19.22)	-1.672 (-4.06)	0.00777 (1.99)	2.837 (8.01)	-0.0218 (-1.89)	3.148 (11.83)	-0.0219 (-2.35)	0.970	3.38	2.20	0.757	0.806
(3)	122.50 (93.10)	-0.679 (-31.77)		0.820 (16.33)		0.589 (16.32)		0.998	0.71	1.74	0.843	0.831
(4)	69.63 (16.77)	0.561 (3.37)	-0.00618 (-4.04)	0.164 (4.16)				0.972	0.63	1.63	0.917	0.256
(5)	114.51 (95.49)	-0.557 (-28.31)		0.690 (16.15)		0.473 (15.51)		0.998	0.60	1.62	0.857	0.823
27 Imprimerie												
(1)	109.02 (59.84)	-0.432 (-15.37)		0.469 (8.82)		0.273 (8.29)		0.990	0.36	1.43	0.943	0.578

(2)	219.33 (9.34)	-1.520 (-3.80)		4.982 (2.15)		5.042 (3.12)	0.890	17.30	1.84	0.806	0.193
(3)	112.05 (103.40)	-0.466 (-25.33)		0.571 (8.18)		0.361 (8.05)	0.998	0.49	1.36	0.880	0.555
(4)	102.55 (37.22)	-0.293 (-6.90)		0.120 (1.72)			0.995	0.54	1.87	0.943	0.057
(5)	108.08 (53.27)	-0.392 (-12.78)		0.445 (8.35)		0.286 (8.67)	0.999	0.37	1.46	0.949	0.573

28 Produits chimiques

(1)	186.10 (106.53)	-2.576 (-29.06)	0.0120 (12.55)	0.944 (13.59)			0.990	1.27	1.10	0.706	0.666
(2)	181.84 (38.09)	-3.036 (-12.91)	0.0176 (8.45)	2.310 (8.63)	-0.0337 (-4.70)	1.752 (8.11)	0.989	3.52	1.96	0.489	0.606
(3)	186.65 (90.14)	-2.658 (-24.86)	0.0126 (12.87)	1.346 (14.07)	-0.00762 (-2.80)		0.999	1.00	1.41	0.703	0.824
(4)	115.94 (10.92)	-0.704 (-5.21)		0.458 (7.50)			0.997	0.90	0.77	0.971	0.416
(5)	155.56 (65.22)	-1.727 (-14.74)	0.00625 (5.13)	0.803 (11.79)			0.999	1.09	1.19	0.807	0.611

29 Pétrole

(1)	190.74 (43.98)	-2.479 (-16.72)	0.0111 (7.03)	1.064 (4.89)		0.606 (5.44)	0.997	2.19	2.11	0.688	0.424
(2)	171.14 (32.64)	-2.310 (-10.88)	0.0139 (7.85)	3.371 (6.09)	-0.0603 (-3.09)	3.502 (6.69)	0.906	6.97	1.75		
(3)	188.01 (57.11)	-2.407 (-17.44)	0.0109 (1.43)	1.210 (5.46)		0.847 (7.24)	0.996	2.29	2.07	0.648	0.534
(4)	136.79 (8.94)	-0.807 (-3.98)					0.989	1.49	1.93	0.966	0.053
(5)	157.59 (32.80)	-1.470 (-6.88)	0.00406 (1.87)	0.891 (4.71)		0.632 (7.05)	0.996	1.81	2.25	0.822	0.451

Tableau XXXVIII (suite)

	α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	γ_0	γ_1	\bar{R}^2	S.E.	D.W.	ρ	R_Δ^2
30 Caoutchouc												
(1)	141.17 (46.96)	-1.302 (-9.17)	0.00491 (3.48)	1.064 (12.02)	-0.00405 (-1.96)	0.477 (13.77)		0.966	1.31	1.97	0.780	0.826
(2)	185.43 (15.44)	-1.130 (-5.22)		5.506 (7.29)	-0.0487 (-2.91)	6.162 (10.37)	-0.0599 (-4.42)	0.892	11.41	2.15	0.633	0.758
(3)	146.66 (38.29)	-1.411 (14.06)	0.00572 (3.25)	1.411 (14.06)	-0.00887 (-3.50)	0.936 (13.93)	-0.00608 (-3.85)	0.996	1.31	1.90	0.828	0.897
(4)	100.63 (28.29)	-0.448 (-7.44)		0.192 (4.24)				0.989	1.25	2.07	0.907	0.213
(5)	132.48 (38.06)	-0.999 (-6.17)	0.00275 (1.67)	0.931 (17.75)		0.579 (18.72)		0.995	1.21	1.70	0.841	0.862
31 Cuir												
(1)	127.61 (94.95)	-0.752 (13.95)	0.00281 (5.19)	0.959 (13.36)	-0.00583 (-3.94)	0.667 (13.43)	-0.00623 (-6.75)	0.996	0.063	2.36	0.744	0.861
(2)	-987.65 (-3.45)	24.876 (2.11)	-0.292 (-2.232)	-70.454 (-5.70)		-89.909 (-10.89)		0.810	20.25	2.28	0.644	0.667
(3)	133.86 (51.85)	-0.901 (-8.42)	0.00417 (3.85)	1.372 (11.23)	-0.00845 (-3.27)	1.206 (14.24)	-0.0101 (-6.42)	0.989	1.08	2.38	0.783	0.853
(4)	101.76 (26.68)	-0.424 (-2.49)	0.00489 (2.81)	0.0973 (1.25)				0.854	1.38	2.10	0.828	0.126
(5)	129.76 (59.58)	-0.838 (-9.34)	0.00424 (4.69)	1.206 (11.41)	-0.00714 (-3.20)	1.060 (14.44)	-0.00888 (-6.51)	0.990	0.93	2.28	0.774	0.857
32 Pierre, argile et verre												
(1)	128.81 (168.56)	-0.805 (-22.43)	0.00153 (3.76)	0.797 (21.58)		0.547 (15.76)		0.998	0.77	1.73	0.572	0.871

(2)	169.88	-0.800		4.401	-0.0247	3.885		0.929	6.11	2.09	0.576	0.751
	(26.64)	(-7.01)		(9.96)	(-2.47)	(14.27)						
(3)	133.00	-0.870	0.00198	1.106	-0.00364	0.802		0.997	0.91	1.65	0.462	0.892
	(116.88)	(-15.83)	(3.87)	(17.83)	(-2.16)	(20.16)						
(4)	75.17	0.373	-0.00467	0.179				0.906	0.72	1.77	0.710	0.406
	(71.27)	(7.52)	(-8.64)	(4.90)								
(5)	121.85	-0.632	0.000746	0.903	-0.00240	0.640		0.997	0.75	1.66	0.441	0.894
	(134.29)	(-14.47)	(1.84)	(18.11)	(-1.78)	(19.80)						

33 Industrie des métaux primaires

(1)	126.58	-0.854	0.00322	1.017	-0.00815	0.898	-0.00959	0.987	1.76	1.86	0.705	0.931
	(44.81)	(-5.94)	(2.23)	(12.17)	(-3.70)	(20.21)	(-8.58)					
(2)	193.19			4.062		4.019	-0.0223	0.919	18.45	1.74	0.782	0.774
	(17.20)			(9.10)		(9.93)	(-2.39)					
(3)	132.34	-0.910	0.00383	1.267	-0.0101	1.088	-0.0110	0.992	1.48	1.92	0.658	0.966
	(63.88)	(-8.56)	(3.61)	(18.26)	(-5.57)	(28.83)	(-11.60)					
(4)	76.54			0.0825				0.878	1.18	1.34	0.930	0.169
	(40.99)			(3.65)								
(5)	121.86	-0.765	0.00339	1.054	-0.00882	0.889	-0.00912	0.990	1.30	1.95	0.774	0.961
	(45.08)	(-5.69)	(2.52)	(16.87)	(-5.28)	(27.50)	(-11.16)					

34 Produits métalliques

(1)	124.65	-0.585		0.985		0.806	-0.00406	0.994	1.06	1.74	0.909	0.870
	(39.13)	(-10.91)		(18.26)		(13.18)	(-2.55)					
(2)	170.60	-0.722		3.132		4.600	-0.0291	0.929	7.66	2.04	0.808	0.761
	(15.85)	(-3.89)		(8.16)		(10.15)	(-2.45)					
(3)	127.82	-0.592		1.149	-0.00598			0.992	1.29	1.79	0.841	0.880
	(59.50)	(-15.88)		(17.64)	(-3.02)							
(4)	178.37	-0.894		0.252				0.989	0.79	0.87	0.987	0.441
	(5.35)	(-3.25)		(7.47)								
(5)	121.16	-0.534		0.932		0.825	-0.00407	0.992	1.06	1.72	0.927	0.870
	(30.89)	(-8.31)		(17.40)		(13.63)	(-2.59)					

Tableau XXXVIII (suite)

	α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	γ_0	γ_1	\bar{R}^2	S.E.	D.W.	ρ	R_{Δ}^2
35 Fabrication de machines (sauf électriques)												
(1)	124.24 (81.24)	-0.560 (-23.06)		0.945 (24.42)		0.898 (11.74)	-0.00771 (-3.79)	0.997	1.04	1.34	0.815	0.882
(2)	221.09 (14.25)	-2.682 (-3.48)	0.0162 (2.25)	4.290 (9.77)	-0.0418 (-3.34)	5.827 (11.84)	-0.0501 (-3.69)	0.975	6.59	1.77	0.756	0.801
(3)	131.59 (85.93)	-0.684 (-21.60)		1.307 (17.97)	-0.00587 (-3.19)	1.350 (15.21)	-0.0126 (-5.18)	0.996	1.19	1.58	0.756	0.903
(4)	70.68 (12.65)			0.391 (8.85)	-0.00182 (-1.414)			0.986	0.67	0.76	0.989	0.682
(5)	116.48 (41.62)	-0.512 (-10.10)		0.990 (14.49)	-0.00348 (-1.84)	0.681 (15.55)		0.995	1.03	1.44	0.900	0.872
36 Machines électriques												
(1)	133.94 (21.82)	-1.286 (-4.54)	0.00598 (2.24)	1.207 (14.80)	-0.00850 (-3.40)	0.455 (11.01)		0.994	1.29	1.21	0.881	0.832
(2)	224.63 (11.40)	-3.869 (-3.77)	0.0247 (2.52)	3.729 (7.24)	-0.0496 (-3.31)	2.382 (8.87)		0.938	8.28	2.09	0.761	0.621
(3)	141.71 (21.23)	-1.528 (-4.85)	0.00784 (2.63)	1.363 (13.96)	-0.0111 (-3.71)	0.580 (11.70)		0.992	1.55	1.46	0.873	0.816
(4)	51.18 (4.25)	0.368 (2.03)	-0.00272 (-1.57)			-0.0645 (-2.57)		0.904	0.87	0.57	0.893	0.269
(5)	110.87	-0.809 (-3.25)	0.00349 (1.49)	0.913 (13.00)	-0.00597 (-2.77)	0.378 (10.63)		0.991	1.12	1.24	0.885	0.801
37 Matériel de transport												
(1)	223.11 (16.82)	-3.471 (-6.46)	0.0204 (4.25)	1.910 (12.11)	-0.0192 (-4.52)	1.218 (13.84)	-0.0106 (-5.05)	0.995	2.05	1.84	0.903	0.865

(2)	217.67 (8.97)	-1.304 (-4.04)		1.808 (2.97)	4.673 (12.33)		0.887	15.96	2.15	0.753	0.707
(3)	201.37 (18.24)	-2.479 (-5.31)	0.0136 (2.99)	1.330 (12.59)	1.503 (13.78)	-0.0110 (-4.29)	0.993	2.60	1.67	0.882	0.851
(4)	98.11 (7.30)	-0.344 (-1.86)		0.260 (4.51)			0.968	1.56	0.93	0.963	0.216
(5)	169.72 (10.24)	-1.840 (-2.92)	0.00965 (1.72)	1.013 (12.45)	1.061 (12.87)	-0.00727 (-3.76)	0.992	2.00	1.43	0.924	0.836

38 Instruments

(1)	175.60 (59.75)	-2.488 (-19.35)	0.0138 (11.46)	1.511 (19.49)	-0.0162 (-7.89)	0.392 (7.61)	0.999	0.89	1.15	0.827	0.855	
(2)	300.44 (8.04)	-6.833 (-4.25)	0.0487 (3.25)	5.153 (6.20)	-0.0745 (-3.38)	4.425 (4.89)	-0.0353 (-1.53)	0.957	8.72	1.45	0.870	0.578
(3)	184.89 (41.50)	-2.819 (-14.50)	0.0165 (9.06)	1.755 (15.59)	-0.0199 (-6.67)	0.616 (8.28)	0.998	1.28	1.05	0.836	0.800	
(4)	95.55 (22.06)	-0.276 (-4.24)		0.374 (9.66)			0.985	0.73	1.65	0.952	0.556	
(5)	149.26	-1.791	0.00965	1.279	-0.0127	0.410	0.998	0.90	1.01	0.849	0.815	

les employés des deux catégories que pour la main-d'oeuvre directe seulement.

Comme pour les agrégats, il n'est pas rare de constater que, sauf lorsqu'il n'existe aucune tendance en β ou $\hat{\gamma}$, les élasticités à court terme sont assez stables entre 1949:1 et 1960:1 pour ensuite brusquement fléchir entre 1960:1 et 1969:4. Cependant, avant de nous inquiéter de ce phénomène, il convient de songer au mécanisme mathématique qui le produit. Ce phénomène résulte, en effet, de l'interaction de la tendance quadratique en α et d'une tendance linéaire en β ou en γ . Il se peut que le ralentissement de la baisse en α entre 1960:1 et 1969:4 par rapport à la tendance en β et γ indique tout simplement qu'il faut en venir à $\alpha(t)$ avec $\alpha_0 < 0$ et $\alpha_1 > 0$. Il se peut que la tendance soit telle vers la fin de la période (en fait, que le terme quadratique soit typiquement un multiple de son erreur-type le démontre certainement); on ne pourra malheureusement jamais en être sûr, vu la nature empirique de ce genre d'exercice. La baisse soudaine en η_β et η_γ vers la fin de la période peut donc n'être que l'indice d'un défaut dans la forme analytique des tendances utilisées. Eu égard à ce fait, il faudrait peut-être se fier davantage aux valeurs des élasticités calculées au premier trimestre de 1960:1 car cette date étant à peu près au milieu de la période de sondage, l'élasticité se rapprochera de la valeur moyenne.

Outre les problèmes déjà exposés que nous ont causé les équations des heures supplémentaires des industries du vêtement et du cuir, nous en avons connu d'autres pour ces équations, soient des valeurs négatives de $\hat{\beta}$ vers la fin de la période et pour les industries des produits chimiques, du pétrole, des machines électriques et des instruments. Pour l'équation relative à la main-d'oeuvre indirecte aussi, le $\hat{\beta}$ est négatif vers la fin de la période. Le problème se situe au niveau de la tendance linéaire, il se peut que $\hat{\beta}$ ne demeure pas à zéro une fois qu'il a atteint cette valeur.

Notons enfin que c'est dans les industries "lourdes" (33 à 38), que l'ajustement de la main-d'oeuvre est le plus élastique aux variations temporaires de la demande. Ceci est probablement dû au fait que la demande en

production dans ces industries a toujours été plus ou moins cycliquement volatile et que par conséquent les entreprises ont appris à adapter leur production et leur emploi à l'intérieur de délais assez courts.

Améliorations tendanciennes de la productivité du travail

Les facteurs d'amélioration tendancielle de la productivité ont cette fois aussi été calculés en fonction d'un t qui corresponde au premier trimestre de 1960; ils apparaissent au Tableau XL. Si l'on parcourt de haut en bas la colonne (1), soit celle des heures régulières de la main-d'oeuvre directe, nous remarquons que:

- (1) Les industries dont la productivité évolue bien en longue période sont celles des produits chimiques, du pétrole, du matériel de transport et des instruments.
- (2) Celles du tabac, du bois, des aliments et du caoutchouc ont une tenue moyenne.
- (3) La productivité ne s'accroît guère en ce qui concerne les aliments, le papier, l'imprimerie, le cuir, la pierre, l'argile et le verre, l'industrie métallique primaire, les produits métalliques et les machines non-électriques.

CONCLUSIONS

L'impressionnante tenue du modèle de Wilson-Eckstein pour l'ensemble de l'industrie manufacturière, modèle construit d'après des données datant d'avant 1960, n'a pas été altérée par l'addition de chiffres portant sur 36 autres trimestres. Vu la nature des données de séries temporelles au niveau des agrégats, ceci n'a rien d'étonnant. Ce qui nous impressionne davantage c'est que le modèle se comporte bien, quoiqu'un peu irrégulièrement, au niveau des industries des biens durables et des biens non-durables, ainsi qu'au niveau de 19 des industries à deux chiffres.

L'accroissement à long terme de la productivité du travail (heures régulières) de la main-d'oeuvre directe dans le secteur manufacturier, calculé au milieu de la période de sondage, semble avoir été d'environ 3.9 pour cent par année. Les industries à deux chiffres dont la tenue a été particulièrement bonne à cet égard sont celles des produits chimiques, du pétrole, du matériel de transport et des instruments; celles du papier, du cuir, de la pierre, de l'argile et du verre, l'industrie des métaux primaires, celle des produits métalliques et des machines autres qu'électriques se sont beaucoup moins bien comportés.

Il ne faudrait pas cependant penser que cette application directe du modèle de Wilson-Eckstein a donné des résultats absolument plausibles. Les équations relatives à la main-d'oeuvre indirecte, surtout en ce qui concerne leur ajustement après transformation pour éliminer l'auto-corrélation, ne sont généralement pas à la hauteur des équations des heures régulières de la main-d'oeuvre directe. En fait, Wilson et Eckstein avaient prévu ce problème et constaté que, pour cette catégorie de la main-d'oeuvre, il vaut mieux définir la production prévue comme un retard échelonné géométrique sur la production antérieure.

Les équations relatives aux heures supplémentaires pour un certain nombre d'industries renferment aussi des anomalies. Pour les industries où la semaine de travail est plus courte que celle que nous avons utilisée comme étalon, notre notion des heures supplémentaires n'a aucun fondement. A l'avenir, il vaudrait peut-être mieux: (1) se servir d'une semaine réglementaire de travail plus courte pour ces industries, ou (2) choisir comme quantité à expliquer la durée moyenne de la semaine de travail plutôt que le nombre d'heures supplémentaires.

Dans l'ensemble, toutefois, ces équations fournissent une base solide pour les estimations des coûts unitaires normaux et corrigés de la main-d'oeuvre dont on devra se servir dans les équations de prix. Examinons donc ces équations.

B. Les prix

MODELES ANALYSES

En ce qui concerne les Etats-Unis, les modèles de prix analysés comprennent les mêmes mécanismes relatifs à la demande excédentaire et aux coûts normaux que pour le Canada, même si, pour des raisons évidentes, nous n'avons pas tenu compte des influences extérieures (sauf lorsqu'elles se traduisaient par des changements dans la demande excédentaire et dans le coût des matériaux). D'autre part, les modèles américains possèdent une caractéristique qui était absente des modèles canadiens à cause de l'insuffisance des données, notamment l'inclusion d'une variable représentant les fonds d'origine extérieure nécessaires aux nouveaux investissements. La raison de l'inclusion d'une telle variable tient à ce que, dans les industries dites concentrées où les diverses entreprises ont un certain pouvoir de marché, il est raisonnable de supposer que ces entreprises tiennent compte, lorsqu'elles fixent leurs prix, des besoins encourus par leurs projets d'investissement.

C'est le modèle suivant qui a été estimé:

$$\begin{aligned} \ln P_t = & \alpha + \beta \ln P_{t-1} + \gamma \ln X_t + \delta_1 \Delta \ln ULC_t^N + \delta_2 \ln ULC_{t-1}^N \\ & + \lambda_1 \Delta \ln Pm_t + \lambda_2 \ln Pm_{t-1} + \eta \ln \left[\frac{NA}{IF_t} \right] \\ & + \xi \ln r_t + v_t, \end{aligned}$$

où

P = l'indice des prix à la production

X = la mesure de la demande excédentaire

ULC^N = le coût unitaire normal de la main-d'oeuvre

Pm = l'indice des prix des matières premières

NA = les nouvelles affectations de capital

IF = les fonds d'origine interne

r = le rendement des obligations des sociétés

v_t = les perturbations aléatoires.

Nous avons déjà traité à la section quatre du chapitre deux de la forme fonctionnelle de l'équation (6); il n'y a donc pas lieu de revenir là-dessus. L'emploi de $\ln ULC_{t-1}^N$ et $\ln Pm_{t-1}$ à la place de $\ln ULC_t^N$ et $\ln Pm_t$ constitue la seule différence de forme entre cette équation et celle élaborée au chapitre cinq pour le Canada. Cependant, comme n'importe quelle variable z_t peut s'exprimer par $\Delta z_t + z_{t-1}$, les deux formulations, de toute évidence, s'équivalent.

DONNEES

Prix

Le Bureau of Labor Statistics (BLS) des Etats-Unis publie des indices des prix de gros pour l'ensemble de l'industrie manufacturière, ainsi que les industries des biens durables et des biens non durables; ce sont ces séries dont nous nous sommes servis comme coûts de production aux présents niveaux de groupement. Pour les prix de matières premières, nous avons utilisé l'indice des prix de gros pour les matériaux bruts destinés à la transformation, publiés aussi par le BLS. Le même indice a servi pour les industries des biens durables et non durables, de même que pour le secteur manufacturier dans son ensemble⁵.

⁵ Cette mesure comporte deux défauts: (1) elle n'est pas basée sur la structure des échanges interindustriels dans l'industrie manufacturière et (2) elle comprend certains matériaux qui ne sont pas ultérieurement transformés dans le processus de fabrication. Néanmoins, son usage nous convient mieux que la seule alternative que nous aurions pu envisager sérieusement, soit un total des prix des matières premières au niveau des industries du groupe à deux chiffres. En principe cette dernière méthode serait correcte

Dans le cas des industries du groupe à deux chiffres, les seules données trimestrielles accessibles relatives aux prix sont celles qu'ont élaborées Ando, Eckstein et Wyss (1970)⁶. En ce qui concerne la production, ils ont réussi à composer un indice pour chaque industrie du groupe à deux chiffres à l'exception de l'artillerie (19), de l'imprimerie (27) et des industries manufacturières diverses (39); pour le matériel de transport (37) l'indice se rapporte en fait aux véhicules automobiles (3711). Pour les prix des matériaux, les données sont moins complètes, car (s'ajoutant aux industries 19, 27 et 39) il n'y a pas d'indice pour le tabac (21), le vêtement (23), le bois (24), l'ameublement (25), le papier (26), le cuir (31) et les instruments (38). A en juger d'après les résultats fermes obtenus pour la variable des prix des matériaux, une estimation des équations qui omettrait cette variable pourrait induire en erreur. Il n'y a donc pas eu d'estimation des prix lorsque nous ne disposions pas des séries de coûts des entrées ou des sorties. Comme dans le cas de l'indice des coûts de production, l'indice des prix des matières premières pour l'industrie du matériel de transport se rapporte aux véhicules automobiles. Il vaut donc mieux interpréter l'équation des prix estimée pour cette industrie en rapport avec les véhicules automobiles plutôt qu'avec tout le secteur du matériel de transport.

Stocks, commandes nouvelles, commandes sur carnet et expéditions

Ces données ont été fournies par le Bureau of the Census du Ministère du Commerce des Etats-Unis. Elles sont publiées sur une base mensuelle, et les chiffres trimestriels ont été dérivés en faisant une moyenne.

5 (suite)

pourvu qu'on fasse le compte net des achats interindustriels mais, vu le manque de temps et de ressources, nous n'aurions pu effectuer cette opération. Ne pas en tenir compte nous aurait conduit à une corrélation dépourvue de signification.

⁶ Nous sommes redevables à Otto Eckstein et James Craig de Data Resources Inc., de nous avoir communiqué ces données.

Coût unitaire de la main-d'oeuvre

Les valeurs du coût unitaire de la main-d'oeuvre ont été calculées d'après les régressions présentées aux tableaux XXXV et XXXVIII du présent chapitre, de la façon exposée plus bas.

Nouvelles affectations de capital, fonds d'origine interne et rendement des obligations des sociétés

Les chiffres relatifs aux nouvelles affectations de capital faites par les sociétés manufacturières des Etats-Unis sont colligés tous les trois mois et publiés par le National Industrial Conference Board. La série concernant les fonds d'origine interne est définie comme étant la somme des profits non distribués, de l'amortissement et de l'amenuisement, et les données sont tirées des Quarterly Financial Reports publiés conjointement par la Securities and Exchange Commission et par la Federal Trade Commission. Enfin, pour le rendement des obligations des sociétés, nous avons utilisé les données publiées par Moodys relativement aux sociétés industrielles.

Les données sont trimestrielles et, à l'exception du rendement des obligations des sociétés, des nouvelles affectations de capital et des fonds d'origine interne, elles sont désaisonnalisées. Pour le secteur manufacturier dans son ensemble ainsi que pour l'industrie des biens durables et celle des biens non durables, la période de sondage commence au second trimestre de 1953; seules les équations relatives aux stocks de produits finis font exception: leur période de sondage commence au premier trimestre de 1955. Les équations du groupe à deux chiffres commencent toutes au premier trimestre de 1955. Dans tous les cas la période de sondage se termine au quatrième trimestre de 1968.

RESULTATS DES RECHERCHES EMPIRIQUES

Les équations des prix apparaissent aux tableaux XLI et XLII; le Tableau XLI se rapporte à l'industrie manufacturière dans son ensemble de même qu'à l'industrie des biens durables et des biens non durables, tandis que le Tableau XLII aux industries du groupe à deux chiffres

prises isolément. Répétons que, vu l'insuffisance des données, nous n'avons pas estimé d'équation pour le tabac, les vêtements, le bois, l'ameublement, le papier, l'imprimerie et l'édition, et le cuir. Les variables indépendantes supplémentaires que nous n'avons pas encore définies sont les suivantes:

H = total des stocks/expéditions

$$H = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 H_{t-i}$$

FG = stocks des produits finis/expéditions

$$FG^* = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 FG_{t-i}$$

NO/S = nouvelles commandes/expéditions

UO/S = commandes sur carnet/expéditions⁷

ULC^C = coût unitaire de la main-d'oeuvre corrigé.

Nous avons basé ULC^N sur les besoins en main-d'oeuvre prévus à partir des équations de productivité évaluées à pleine utilisation de la capacité de production (avec déviation nulle de la production prévue par rapport à la production réelle). D'autre part, nous avons basé ULC^C sur les besoins unitaires réels en main-d'oeuvre, corrigés pour tenir compte des facteurs cycliques et transitoires. Les différences entre ces deux mesures dépendent simplement des résidus des équations de productivité. Chaque variable d'heures-hommes est alors multipliée par le salaire moyen à taux normal de la main-d'oeuvre directe pour obtenir les variables du coût unitaire de la main-d'oeuvre employées dans l'analyse.

⁷ A noter que les variables des commandes/expéditions ne sont pas exprimées relativement à une moyenne mobile sur huit trimestres comme c'est le cas pour les équations se rapportant au Canada.

Algébriquement,

$$ULC^N = (\widehat{M/C}) \cdot W, \text{ et } ULC^C = (\widehat{M/C} + \widehat{\xi}) \cdot W,$$

où $(\widehat{M/C})$ représente les besoins unitaires en main-d'oeuvre prévus à une pleine utilisation de la capacité (avec déviation nulle de la production prévue par rapport à la production réelle), ξ est le résidu de l'équation de la productivité et W représente le salaire moyen à taux normal de la main-d'oeuvre directe. Pour le reste de ce chapitre, point n'est besoin de faire la distinction entre ces deux mesures; le terme "coûts unitaires de la main-d'oeuvre" englobera donc généralement les deux définitions.

L'équation (1) dans les tableaux est une version normalisée de l'équation (6) ci-dessus appliquée uniformément à toutes les industries. Elle comprend les mesures de la demande excédentaire et du coût unitaire normal de la main-d'oeuvre qui donnent les meilleurs résultats, les prix des matériaux, les demandes en capital d'origine externe et le rendement des obligations des sociétés. L'équation (2) représente nos équations finales. Dans le choix de ces équations, nous avons éliminé systématiquement les variables à signes erronés et avons rarement retenu celles dont la statistique t était inférieure à un. Pour les industries de la pierre, de l'argile et du verre, des produits métalliques, pour l'industrie métallique primaire, celle des machines (autres qu'électriques), de même que pour l'ensemble des industries des biens durables, nous avons estimé les équations finales en incorporant des contraintes exercées sur l'ampleur des élasticités à long terme.

Importance des facteurs hypothétiques

Le même modèle ayant été appliqué à chacune des industries, il conviendrait d'aborder l'étude des résultats obtenus empiriquement par une analyse de la tenue générale du modèle. A cette fin, examinons d'abord le Tableau XLIII où nous avons résumé l'importance statistique des diverses composantes du modèle: demande excédentaire, coût unitaire de la main-d'oeuvre, prix des matériaux, besoins de fonds d'origine externe et taux d'intérêt. La lettre x dans ce tableau signifie que le facteur déterminant sous lequel elle se trouve apparaît dans l'équation finale avec le signe prévu a priori et une statistique t d'au moins un.

Demande excédentaire

En général, nous nous attendons à ce que les variables de la demande excédentaire soient en évidence dans les industries les plus concurrentielles et dans les conglomérats industriels qui fixent leurs prix en fonction des fluctuations de la demande. De plus, pour les industries qui fabriquent sur commande plutôt que pour le stock, il faut s'attendre à ce que le rapport entre les nouvelles commandes (ou les commandes sur carnet) et les expéditions soit un meilleur baromètre de la pression de la demande que le rapport entre les stocks et les expéditions. Enfin, lorsque les stocks conviennent comme mesure, les stocks de produits finis devraient avoir une meilleure tenue que le stock total des inventaires puisque ce dernier comprend aussi les matériaux et les biens en voie de transformation.

L'image que présentent les résultats est intéressante, bien qu'assez diversifiée. La demande excédentaire apparaît sous une forme ou sous une autre dans l'équation finale pour chaque industrie sauf pour les produits chimiques, le caoutchouc et la pierre, l'argile et le verre. Le plus surprenant peut-être c'est que lorsque les deux variables sont présentes, le total des stocks donne de meilleurs résultats que les stocks de produits finis. Ce n'est que dans le cas de l'industrie métallique primaire et de la fabrication des machines électriques et non-électriques, où ils sont réunis aux commandes sur carnet, que les stocks de produits finis ont l'avantage. Outre les deux industries de fabrication de machines, les commandes sur carnet ressortent nettement dans le cas des produits métalliques, et un peu moins dans celui des véhicules automobiles. Au niveau des industries prises isolément, les nouvelles commandes n'ont jamais eu l'importance statistique des commandes sur carnet, et il n'était pas rare que leurs signes fussent négatifs au lieu de positifs. Fait curieux, pour l'ensemble des industries ce sont les nouvelles commandes qui sont les plus importantes.

Coûts unitaires de la main-d'oeuvre

D'après les résultats, les coûts unitaires de la main-d'oeuvre, normaux ou corrigés, sont un important déterminant des prix. A l'exception de l'équation pour les industries de la fabrication des biens non durables, l'une

ou l'autre de ces variables a au moins une importance marginale dans chaque industrie ou secteur industriel. Il vaut peut-être la peine de remarquer que les coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre sont généralement la forme préférée de cette variable. Le Tableau XLIII indique que l'autre forme (coûts unitaires corrigés de la main-d'oeuvre) donne de meilleurs résultats dans seulement trois industries. Comme le révèle l'ampleur des coefficients de régression et des statistiques t des tableaux XLI et XLII, il est évident que ces variables sont, après les prix des matières premières, les facteurs de prévision les plus importants du modèle.

Il reste à mentionner qu'au début de notre analyse, nous avons estimé un certain nombre d'équations dans lesquelles la variation des coûts unitaires effectifs de la main-d'oeuvre était inclus comme facteur de prévision en même temps que celui du coût unitaire. Si le comportement des prix se fonde effectivement sur une marge bénéficiaire à un niveau de production donné, alors la variation du coût unitaire effectif de la main-d'oeuvre ne devrait pas être pertinente⁸. Il serait cependant intéressant de vérifier si l'écart entre les coûts unitaires normaux (ou corrigés) et les coûts unitaires effectifs de la main-d'oeuvre a une répercussion de brève durée sur le comportement des prix. Pour ceci, nous avons introduit la variation des coûts unitaires effectifs de la main-d'oeuvre en tant que variable indépendante dans les modèles généraux. La plupart de ces variables se sont révélées insignifiantes, et les résultats n'ont pas été présentés.

Prix des matériaux

Les prix des matériaux sont sans conteste le facteur le plus important de la détermination des coûts de production. Tant la valeur que la variation de ces variables sont d'importance pour les trois équations relatives aux secteurs industriels et pour cinq de celles qui se rapportent aux industries prises isolément. Seule la variation est d'importance dans deux des six autres industries, et la valeur dans quatre de celles-ci. Comme nous verrons plus loin, il existe de très fortes élasticités dans la réaction

⁸ Voir Eckstein et Fromm (1968).

des coûts de production aux changements des prix des facteurs de production.

Besoins en fonds d'origine extérieure

Nous avons déjà brièvement mentionné que la raison pour inclure cette variable tient au fait que les industries dans lesquelles les entreprises ont un pouvoir d'achat assez considérable peuvent être incitées à hausser leurs prix lorsque les nouvelles affectations de capital excèdent l'afflux de fonds d'origine interne. Si ce raisonnement est juste, la variable mesurant ces deux quantités, $\ln(\text{NA}/\text{IF})$ devrait avoir un coefficient positif et statistiquement important dans les industries fortement concentrées, alors que dans les autres elle ne devrait guère avoir d'importance.

L'hypothèse semble corroborée par les résultats, mais de façon assez curieuse. La variable $\ln(\text{NA}/\text{IF})$ est statistiquement forte pour le secteur manufacturier dans son ensemble et pour les industries de fabrication des biens durables (ce qui est évidemment conforme au raisonnement que nous venons d'exposer), mais, si nous considérons les industries particulières, cette variable n'a de poids que pour les produits chimiques et les machines électriques. Pour le pétrole, l'industrie métallique primaire et les véhicules automobiles, la variable est accompagnée d'un signe négatif et, pis encore, les statistiques-t sont supérieures à l'unité.

Taux d'intérêt

La dernière variable dont nous discuterons est le taux d'intérêt, tel que mesuré par le rendement des obligations des sociétés. (On se rappellera qu'au chapitre cinq nous avons parlé d'inclure le taux d'intérêt parce qu'il influençait la fixation des prix utilisée comme limitation de l'arrivée de nouvelles entreprises, et parce qu'il était un élément de poussée par les coûts). De façon générale, les résultats pour cette variable sont meilleurs que pour la variable précédente, $\ln r$ ayant une certaine importance pour le textile, l'industrie métallique primaire, les machines électriques et les véhicules automobiles de même que dans les trois équations finales au niveau des agrégats. Le signe accompagnant $\ln r$ pour les véhicules

automobiles est négatif au lieu de positif, ce qui peut s'interpréter comme un effet de la demande découlant des répercussions du taux d'intérêt sur la demande de nouvelles voitures.

* * * *

Dans l'ensemble, les équations finales des Tableaux XLI et XLII sont de très bonne qualité. La plupart des \bar{R}^2 sont supérieurs à 0.95 et quelques-uns dépassent 0.99. De plus, sauf pour le pétrole et le caoutchouc, les erreurs types de l'estimation sont toutes inférieures à un pour cent. Cependant, comme les équations sont estimées en niveaux et que la variable dépendante décalée apparaît comme facteur de prévision, on peut s'attendre à ce que les ajustements soient bons; ainsi, il y aura peu de conséquence au fait que les \bar{R}^2 soient élevés. La valeur des statistiques t compte cependant davantage et, à cet égard, les prix des matériaux (surtout) et le coût unitaire normal de la main-d'oeuvre ont une tenue excellente. En outre, dans quelques cas seulement voit-on un mauvais signe en même temps qu'une statistique- t supérieure à l'unité; enfin, à l'exception du textile, du caoutchouc, de la pierre, de l'argile et du verre, et de l'industrie métallique primaire, l'autocorrélation des résidus ne semble pas poser de problème⁹. En revanche, étant donné qu'un nombre assez grand d'équations finales ont été estimées avec des contraintes s'exerçant a priori sur les élasticités à long terme, il est clair que les données de base posent certains problèmes de multicolinéarité.

Exposé général et comparaison de l'équation globale
avec les résultats par industrie

De même que pour le Canada (chapitre cinq), nos résultats ont souligné la présence d'un éclectisme dans le comportement des prix de l'industrie manufacturière américaine. En effet, des éléments de fixation des prix tenant à la concurrence et à l'oligopole ont été trouvés non seulement

⁹ Nous nous rendons parfaitement compte que dans les modèles ayant la variable dépendante décalée comme facteur de prévision, le coefficient Durbin-Watson dévie vers 2.

au niveau des agrégats, ce qui était prévisible, mais aussi au niveau des industries à deux chiffres. Toute réflexion faite, cette situation n'a rien d'étonnant car ces gros groupements renferment des industries dont les structures de marché sont très diverses. De plus, la présence des coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre et des prix des matériaux en tant que facteurs de prévision statistiquement importants ne peut être considérée comme l'indice d'un comportement oligopolistique dans la fixation des prix, car même dans des conditions de pure concurrence, les prix devront finalement refléter les variations dans le coût des facteurs de production. A la longue il y a de fortes chances que le coût normal tel que nous l'avons défini soit lié de très près au coût unitaire moyen correspondant à la tangence de la courbe de l'usine par rapport à la courbe des coûts à long terme. Pour cette raison, les variables qui représentent les coûts normaux devraient ressortir tant dans les industries concurrentielles que dans celles qui sont fondées sur l'oligopole, bien que dans les industries plus concurrentielles leur effet soit sans doute moins important en courte période.

Le Tableau XLIV présente les élasticités à court et à long terme du coût de production par rapport à une variation dans le coût unitaire normal de la main-d'oeuvre et les prix des matières premières comme le font supposer les équations finales (équations 2 des tableaux XLI et XLII). Comme les variables ont une forme logarithmique, les élasticités à court terme sont représentées par δ_1 et λ_1 , les coefficients pour $\Delta \ln ULC^N$ (ou ΔULC^C) et $\Delta \ln P_m_t$, alors que les élasticités à long terme sont représentées par $\delta_2/(1-\beta)$ et $\lambda_2/(1-\beta)$, obtenus en faisant $\Delta \ln ULC^N$ et $\Delta \ln P_m$ égaux à zéro, et $\ln P_t$ égal à $\ln P_{t-1}$.

Nous avons déjà mentionné que plusieurs équations finales, notamment celles pour l'industrie de fabrication des biens durables, la pierre, l'argile et le verre, l'industrie métallique primaire, les produits métalliques et les machines (sauf électriques), ont été estimées avec une contrainte posée sur les élasticités à long terme. Ceci a été fait chaque fois que les élasticités à long terme tirées des coefficients sans contraintes semblaient invraisemblablement élevées. Les valeurs a priori imposées ont été de 0.4 pour

l'élasticité à long terme du coût unitaire normal de la main-d'oeuvre et de 0.6 pour les prix des matières premières. Les équations finales pour la pierre, l'argile et le verre, l'industrie métallique primaire, les produits métalliques et les machines (sauf électriques) ont une contrainte s'exerçant sur les deux élasticités à long terme, tandis que l'équation qui se rapporte à l'industrie de fabrication des biens durables n'impose de contrainte qu'à l'élasticité du coût unitaire normal de la main-d'oeuvre¹⁰.

Nous constatons au Tableau XLIV qu'à l'exception des cas où l'élasticité à long terme est égale à zéro (ce qui est rendu possible par l'exclusion de $\ln ULC_{t-1}^N$ ou de $\ln Pm_{t-1}$ comme facteurs de prévision), les élasticités sont toujours moins élevées à court qu'à long terme. Ceci répond évidemment à nos attentes, dans le contexte de la fixation des prix normaux. A remarquer également qu'en général l'élasticité à court terme est plus forte pour Pm que pour ULC^N ce qui montre que les entreprises tendent à ajuster provisoirement leur prix pour pallier aux variations des prix des matériaux plutôt qu'en réaction aux fluctuations du coût unitaire normal de la main-d'oeuvre (ULC).

Si l'on procède de la même façon qu'au chapitre cinq, nous devrions faire la somme des élasticités des diverses industries pour obtenir des élasticités comparables (du moins en principe) avec celles de l'équation globale. En utilisant les expéditions de 1961 comme coefficients de pondération, l'on obtient des valeurs de 0.12 et 0.32 pour les élasticités à long et à court terme du ULC^N et de 0.19 et 0.53 pour les élasticités des prix des matériaux. Ces valeurs sont comparables à celles de l'équation globale de 0 et 0.48 pour les coûts de la main-d'oeuvre et 0.17 et 0.29 pour les prix des matériaux. Notons que:

1. Comme nous avons vu au chapitre cinq, les micro-élasticités pondérées de ULC^N devraient être inférieures

¹⁰ Dans les industries 32 à 35, la contrainte a d'abord été imposée seulement aux prix des matériaux, mais, à cause de la multicolinéarité, il en est résulté des valeurs invraisemblablement élevées pour les élasticités à long terme de ULC^N ; c'est pourquoi nous avons imposé une double contrainte.

à l'élasticité de l'équation globale, vu la présence de quelques achats inter-industriels.

2. La micro-élasticité pondérée à long terme par rapport aux prix des matériaux est évidemment fortement influencée par la valeur de 0.6 imposée a priori à quatre industries. Si cette valeur est trop élevée, la micro-élasticité fera nécessairement preuve d'une erreur systématique par excès.
3. D'autre part, nous pourrions faire valoir que l'élasticité à long terme de P_m dans l'équation globale est trop basse. Puisque la série employée pour P_m au niveau des agrégats est au mieux un bon remplaçant pour la série théoriquement correcte, il pourrait y avoir une erreur systématique par défaut en raison d'erreurs dans les variables.
4. Enfin, il faut remarquer que les micro-élasticités pondérées se fondent sur des industries qui ne représentent qu'environ 75 pour cent des expéditions en 1961.

COMPARAISON AVEC DES ETUDES CONTEMPORAINES

Pour conclure l'exposé de nos résultats empiriques, nous ferons une comparaison rapide de ceux-ci avec les résultats de deux études récentes: celles d'Eckstein et Fromm (1968) et d'Eckstein et Wyss (1970). Il en existe d'autres¹¹, mais les deux que nous avons choisies ont à peu près la même portée que la nôtre et les données relatives à la production sont les mêmes.

Au niveau des agrégats, la comparaison avec Eckstein et

¹¹ Citons deux d'entre elles: Schultze et Tryon (1965) et Houthakker (1968). Schultze et Tryon adoptent la formule du coût normal, mais leurs résultats n'ont guère d'intérêt dans le présent contexte vu le haut niveau d'agrégation et leur analyse de secteurs non manufacturiers. Quant à Houthakker, il analyse des données annuelles plutôt que trimestrielles et base son étude sur l'hypothèse d'une fonction de production Cobb-Douglas. Lui aussi constate la forte influence des coûts, mais il se mérite des résultats vu la définition des données relatives aux prix.

Fromm suscite peu de commentaires. Les méthodes sont à peu près identiques, la différence la plus notable étant que nous employons une série différente pour les prix des matériaux¹² et que nous incluons des variables représentant le taux d'intérêt et le besoin en fonds d'origine extérieure, tandis que Eckstein et Fromm ne l'ont pas fait. De plus, les coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre n'ont pas été construits de la même façon. Enfin, ces deux auteurs ont estimé leurs équations de niveau avec les variables en unités arithmétiques alors que nos estimations sont en logarithmes¹³. De façon générale, les facteurs de la demande à court terme chez Eckstein et Fromm ont plus d'importance que dans notre étude, mais ceci peut être dû au fait qu'ils n'ont pas inclu de variables pour le taux d'intérêt et le besoin de fonds d'origine extérieure. Cependant, en autant que nous puissions voir, les deux ensembles de résultats relatifs aux coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre et aux prix des matériaux se ressemblent beaucoup¹⁴.

Au niveau des industries particulières, notre méthodologie diffère de celle de Eckstein et Wyss:

1. D'abord, nous avons analysé moins d'industries qu'eux. Eckstein, Ando et Wyss (1970) n'ont pas réussi à construire d'indice des prix des matériaux pour chaque industrie à deux chiffres et nous avons préféré ne pas estimer d'équations pour les industries où cet indice n'apparaît pas. La portée de

¹² Indices des prix des matériaux de Eckstein et Fromm construits par Faith Halfter Ando dans sa thèse de doctorat à l'Université Harvard (1966).

¹³ Eckstein et Fromm ont aussi analysé les différences trimestrielles de premier degré et les variations procen-tuelles chevauchant sur quatre trimestres.

¹⁴ Avant d'en terminer au niveau des agrégats, il faut noter que, dans l'ensemble, les résultats sont mauvais pour les industries de fabrication de biens durables et non durables. A notre avis, ceci dépend de ce qu'on ait employé pour le prix des matériaux une série qui ne convenait pas.

notre étude en a été réduite mais nous croyons que l'importance incontestable des prix des matériaux justifie cette approche.

2. Vu les différences dans les données accessibles, notre période de sondage (1955: 1 à 1963: 4) est plus courte que celle qu'utilisent Eckstein et Wyss.
3. En dépit d'une conception qui leur est commune, la forme de nos modèles diffère. Eckstein et Wyss définissent leur variable dépendante comme le rapport entre le seuil des prix du trimestre courant et une moyenne mobile sur quatre trimestres à poids décroissants des seuils antérieurs. Le but de ce procédé, selon Eckstein et Wyss, est "d'atteindre un rapport signal-bruit plus élevé" qu'il ne serait possible d'obtenir avec les premières différences trimestrielles (ou variations procentuelles). Notre modèle, au contraire, est du type ajustement partiel, et sa variable dépendante est le logarithme du seuil des prix.
4. Un autre point sur lequel notre procédé diffère du leur tient à la façon dont est introduit le coût unitaire de la main-d'oeuvre. Eckstein et Wyss se contentent d'introduire les variations brutes des salaires à taux normal. Le fait d'inclure le rythme d'exploitation permet une certaine correction des variations cycliques de la productivité. Notre procédé, beaucoup plus conforme au modèle théorique de Eckstein, consiste à corriger directement le coût unitaire de la main-d'oeuvre par l'entremise des équations des heures-hommes.
5. Nous n'avons pas tenu compte des influences indépendantes de l'ensemble de l'économie. Eckstein et Wyss ont fait quelques tentatives en ce sens, mais sans résultat.
6. Enfin, contrairement à Eckstein et Wyss, nous n'avons pas donné des résultats en partant d'une hypothèse de fixation des prix basée sur le profit visé. Nous avons examiné cette question au début de nos recherches, mais les résultats n'étaient pas concluants de façon générale. Entre autres, les signes accompa-

gnant les variables des profits étaient souvent erronés, ce qui nous prouve que cette estimation ne faisait que capter les répercussions de la hausse des prix sur les profits.

Vu ces divergences méthodologiques, il est assez difficile de comparer nos résultats avec ceux de Eckstein et Wyss. Comme eux, nous trouvons des éléments assez notables de fixation des prix au coût normal et nous constatons l'influence de la demande excédentaire. Cependant, une comparaison des statistiques t nous montre que les matériaux ont pour nous une importance statistique plus grande que pour Eckstein et Wyss, alors que les coûts unitaires de la main-d'oeuvre sont relativement moins importants. Ceci peut être dû au fait qu'Eckstein et Wyss n'aient pas apporté de correction explicite pour tenir compte des variations cycliques de la productivité. Par conséquent, il se peut que la fluctuation du salaire représente les effets de la demande aussi bien que celle des coûts. En dernier lieu, l'absence d'un indice des coûts de production pour plusieurs des industries analysées par Eckstein et Wyss est, selon nous, une omission grave, et leurs résultats pour ces industries (tabac, vêtement, bois, ameublement, papier et cuir) sont ainsi contestables.

CONCLUSIONS

1. En dépit de la forte variation du degré de concentration parmi les industries étudiées, les résultats n'ont pas produit de dichotomie des mécanismes de fixation des prix. Les industries les moins concentrées montrent presque autant d'éléments de détermination des prix selon le coût normal que les gros conglomérats. En outre, dans trois industries seulement (produits chimiques, caoutchouc et pierre, argile et verre) la pression de la demande ne semble jouer aucun rôle, sous quelque forme que ce soit.
2. La haute tenue des prix des matériaux et celle, plus faible, mais néanmoins frappante des ULCN montre clairement que la fixation des prix selon le coût normal est répandue. Les résultats confirment que les modèles des prix qui ne tiennent pas compte de ces deux éléments sont nettement incomplets.

3. Eu égard aux divers indices de la demande excédentaire, le stock total des inventaires, sauf pour la fabrication des machines (électriques et non-électriques), se comporte mieux que le stock de produits finis et, pour les industries prises individuellement, les commandes sur carnet ont toujours une meilleure tenue que les nouvelles commandes.
4. Les industries dans lesquelles la variable commandes-expéditions est importante sont précisément celles que l'on avait prévues, soient les industries où il se fait beaucoup de production sur commande. Sur ce point très important, les résultats concordent donc avec la logique fondamentale de notre modèle de base.
5. En dernier lieu, l'hypothèse selon laquelle les entreprises des industries dites concentrées comptent davantage sur le coût du capital comme obstacle à l'entrée de nouvelles entreprises dans leur secteur et fixent leur prix en conséquence, se trouve fortement corroborée au niveau des agrégats. Il va de même pour l'hypothèse voulant qu'en déterminant leurs prix, ces entreprises tiennent compte de leurs besoins en fait d'investissements futurs. Au niveau des industries cependant, la preuve de ces hypothèses (de la deuxième en particulier) n'a pas été faite.

Tableau XXXIX
Elasticités des heures-hommes
Industries manufacturières américaines
du groupe à deux chiffres

	Aliments		Tabac		Textile		Vêtement		Bois	
	η_{β}	η_{γ}								
main-d'oeuvre directe, heures régulières										
491	0.455	0.409			0.767	0.436	0.659	0.330	0.849	0.550
601	0.455	0.409			0.802	0.367	0.647	0.312	0.802	0.456
694	0.455	0.409			0.467	0.034	0.480	0.211	0.411	0.114
heures supplémentaires										
491	2.010	0.956							2.245	2.106
601	2.226	1.917	(non calculé)				(non calculé)		2.692	2.592
694	1.017	3.117							2.058	1.982
main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail										
491	0.424	0.384	0.249		1.016	0.794	1.022	0.572	0.949	0.667
601	0.646	0.584	0.365		1.017	0.651	0.866	0.574	0.912	1.039
694	0.854	0.772	0.624		0.605	0.192	0.415	0.452	0.510	1.294
main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail										
491	0.068		0.689		0.337		0.465	0.282	0.130	
601	0.070		0.658		0.444		0.229	0.062	0.172	
694	0.085		0.633		0.458		-0.911	-0.744	0.215	
ensemble de la main-d'oeuvre, total des heures de travail										
491	0.348	0.302	0.218		0.962	0.742	0.954	0.534	0.884	0.601
601	0.480	0.416	0.308		0.972	0.631	0.799	0.516	0.845	0.521
694	0.617	0.535	0.485		0.619	0.178	0.358	0.400	0.478	0.204

Tableau XXXIX (suite)

	Ameublement		Papier		Imprimerie		Produits chimiques		Pétrole	
	η_B	η_Y	η_B	η_Y	η_B	η_Y	η_B	η_Y	η_B	η_Y
main-d'oeuvre directe, heures régulières										
491	0.813	0.521	0.518	0.259	0.432	0.251	0.514		0.565	0.322
601	0.812	0.541	0.681	0.341	0.524	0.305	0.999		1.047	0.596
694	0.416	0.322	0.944	0.473	0.645	0.375	1.736		1.749	0.996
heures supplémentaires										
491	1.803	1.947	1.786	1.983	2.287	2.315	1.275	0.980	1.961	2.052
601	3.249	4.740	1.869	2.167	3.301	3.341	0.982	2.175	0.690	1.923
694	2.476	5.296	1.365	1.775	5.436	5.501	-1.022	3.435	-2.253	0.513
main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail										
491	1.803	1.947	1.786	1.983	2.287	2.315	1.275	0.980	1.961	2.052
601	3.249	4.740	1.869	2.167	3.301	3.341	0.982	2.175	0.690	1.923
694	2.476	5.296	1.365	1.775	5.436	5.501	-1.022	3.435	-2.253	0.513
main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail										
491	0.200		0.234		0.117		0.393			
601	0.325		0.234		0.134		0.544			
694	0.329		0.234		0.154		0.806			
ensemble de la main-d'oeuvre, total des heures de travail										
491	0.890	0.670	0.606	0.606	0.413	0.266	0.522		0.405	0.405
601	0.880	0.740	0.771	0.771	0.492	0.316	0.881		0.634	0.634
694	0.470	0.542	1.019	1.019	0.592	0.381	1.471		1.007	1.007

Note: Pour les définitions de η_B et η_Y , voir le texte

Tableau XXXIX (suite)

	Fabrication de machines (sauf électriques)		Machines électriques		Matériel de transport		Instruments	
	n_B	n_Y	n_B	n_Y	n_B	n_Y	n_B	n_Y
main-d'oeuvre directe, heures régulières								
491	0.764	0.720	0.907	0.343	0.861	0.549	0.864	0.393
601	0.94	0.556	0.936	0.516	0.966	0.685	0.428	0.450
694	1.224	0.324	0.724	0.668	0.393	0.434	0.613	0.517
heures supplémentaires								
491	1.945	2.645	1.666	1.079	0.835	2.160	1.852	1.495
601	1.808	2.682	1.489	2.369	1.137	2.939	1.967	3.098
694	0.707	1.470	0.591	3.222	1.672	4.322	-1.576	2.083
main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail								
491	0.994	1.021	0.964	0.414	0.669	0.750	0.953	0.338
601	1.035	0.777	0.973	0.653	1.133	0.859	0.940	0.674
694	1.098	0.394	0.628	0.844	1.493	0.650	0.129	0.955
main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail								
491	0.550			-0.125	0.266		0.393	
601	0.437			-0.104	0.315		0.450	
694	0.337			-0.103	0.376		0.517	
ensemble de la main-d'oeuvre, total des heures de travail								
491	0.851	0.587	0.824	0.909	0.603	0.628	0.858	0.278
601	0.891	0.729	0.790	0.464	0.952	0.689	0.803	0.465
694	0.950	0.927	0.610	0.560	1.217	0.541	0.317	0.613

Tableau XXXIX (suite)

	Caoutchouc		Cuir		Pierre, argile et verre		Industrie des métaux primaires		Produits métalliques	
	η_{β}	η_{γ}	η_{β}	η_{γ}	η_{β}	η_{γ}	η_{β}	η_{γ}	η_{β}	η_{γ}
main-d'oeuvre directe, heures régulières										
491	0.758	0.341	0.751	0.521	0.623	0.427	0.803	0.706	0.794	0.650
601	0.953	0.516	0.701	0.389	0.833	0.572	0.687	0.492	1.002	0.820
694	1.090	0.718	0.557	0.171	1.107	0.760	0.428	0.119	1.304	1.067
heures supplémentaires										
491	2.961	3.311			2.588	2.298	2.103	2.069	1.844	2.797
601	2.463	2.577	(non calculé)		2.457	2.902	2.103	1.561	2.268	2.383
694	1.563	1.248			2.265	3.784	2.103	1.111	2.849	1.961
main-d'oeuvre directe, nombre total d'heures de travail										
491	0.965	0.640	1.026	0.900	0.834	0.607	0.956	0.819	0.898	
601	1.072	0.700	0.975	0.739	0.963	0.820	0.820	0.598	0.870	
694	0.978	0.620	0.756	0.482	1.083	1.085	0.505	0.198	0.829	
main-d'oeuvre indirecte, nombre d'heures de travail										
491	0.192		0.095		0.237		0.108		0.142	
601	0.239		0.105		0.217		0.108		0.182	
694	0.305		0.096		0.243		0.108		0.244	
ensemble de la main-d'oeuvre, total des heures de travail										
491	0.708	0.440	0.930	0.815	0.745	0.528	0.863	0.727	0.773	0.681
601	1.000	0.662	0.887	0.661	0.838	0.674	0.697	0.508	0.960	0.661
694	1.370	0.852	0.679	0.352	0.947	0.865	0.384	0.151	1.221	0.633

Tableau XL

Taux d'accroissement à long terme de la productivité

Industries manufacturières américaines

du groupe à deux chiffres

(pourcentages annuels, calculés en 1960:1)

Industry	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
20.....	2.89	6.39	3.56	1.05	2.82
21.....	4.16	*	4.26	-0.41	3.74
22.....	4.63	1.95	4.26	0.61	4.00
23.....	3.18	0	3.28	2.46	3.23
24.....	3.69	-0.69	3.45	0.90	3.15
25.....	4.45	6.70	4.61	2.95	4.31
26.....	2.86	3.90	2.95	0.02	2.49
27.....	1.93	4.03	2.05	1.31	1.73
28.....	6.33	7.18	6.60	3.34	5.15
29.....	5.82	4.44	5.60	3.21	4.43
30.....	3.72	3.36	3.78	2.23	3.23
31.....	2.01	*	2.07	-0.07	1.83
32.....	2.79	2.39	2.83	0.23	2.38
33.....	2.82	0	2.28	0	1.95
34.....	2.38	2.09	2.34	2.58	2.20
35.....	2.26	3.68	2.71	0	2.19
36.....	3.39	6.55	3.70	0.79	2.42
37.....	6.04	3.28	6.08	2.13	3.65
38.....	5.44	10.70	5.83	1.33	4.18

Note: (1) Rubriques des colonnes identiques à celles du Tableau XXXVII.

(2) L'astérisque indique que le calcul n'a pas été fait.

Tableau XLI

Equations des prix

Industrie manufacturière américaine

C	$\ln P_{t-1}$	$\ln\left(\frac{FG}{FG^*}\right)$	$\ln\left(\frac{NO}{S}\right)$	$\Delta \ln ULC^N$	$\ln ULC_{t-1}^N$	$\Delta \ln P_m$	$\ln P_{m,t-1}$	$\ln\left(\frac{NA}{IF}\right)$	$\ln r$	$\bar{R}^2(S.E.)$	D.W.
Ensemble de l'industrie manufacturière											
(1)	-0.167	0.901	0.049	0.0241	0.0476	0.171	0.0285	0.00576	0.0236	0.997	1.67
	(-2.47)	(25.31)	(2.91)	(0.33)	(1.94)	(6.17)	(2.00)	(3.18)	(2.61)	(0.00309)	
(2)	-0.171	0.899	0.0419		0.0480	0.173	0.0291	0.00601	0.0245	0.997	1.66
	(-2.60)	(26.26)	(3.09)		(1.97)	(6.37)	(2.07)	(3.68)	(2.88)	(0.00306)	
Fabrication de biens durables											
(1)	-0.0443	0.913	0.0364	0.278	0.124	0.0373	0.00301	0.00657	0.0207	0.997	1.66
	(-0.49)	(33.28)	(3.46)	(3.32)	(2.87)	(0.99)	(0.15)	(2.90)	(2.04)	(0.00418)	
(2)	-0.0395	0.901	0.0313	0.262		0.0335		0.00650	0.0262	0.997	1.52
	(-2.47)	(34.56)	(3.03)	(3.08)		(0.89)		(2.82)	(2.79)	(0.00427)	
Fabrication de biens non durables											
(1)	-0.486	0.787	0.0139	0.0156	-0.0410	0.291	0.0970	0.00457	0.0230	0.983	2.00
	(-2.67)	(8.16)	(0.81)	(0.12)	(-1.38)	(7.58)	(2.69)	(2.03)	(1.89)	(0.00408)	
(2)	-0.393	0.802		0.138			0.0758		0.0251	0.981	2.06
	(-2.74)	(10.40)		(1.20)			(2.69)		(2.37)	(0.00433)	

REMARQUE: L'équation (2) pour les industries de fabrication de biens durables a été estimée avec $\ln P_t - .4 \ln ULC_{t-1}^N$ à la place de $\ln P_t$, et en $P_{t-1} - .4 \ln ULC_{t-1}^N$ à la place de $\ln P_{t-1}$. Pour de plus amples explications à ce sujet, voir le texte.

Tableau XLII

Equations des prix

Industries manufacturières américaines à deux chiffres

C	$\ln P_{t-1}$	$\ln\left(\frac{H}{H^*}\right)$	$\Delta \ln ULC^C$	$\ln ULC_{t-1}^C$	$\Delta \ln ULC^N$	$\ln ULC_{t-1}^N$	$\Delta \ln P_m$	$\ln P_{m,t-1}$	$\ln\left(\frac{NA}{IF}\right)$	$\ln r$	$\bar{R}^2(S.E.)$	DW
20 Aliments												
(1)	0.0214	0.670	-0.0423		0.0647	0.0770	0.478	0.207	0.00357	-0.00588	0.982	2.21
	(0.73)	(7.14)	(-0.83)		(0.59)	(3.00)	(6.72)	(2.97)	(0.65)	(-0.32)	(0.00825)	
(2)	0.0096	0.665	-0.0444		0.107	0.0741	0.478	0.202			0.981	2.25
	(2.72)	(7.25)	(-0.90)		(1.31)	(3.53)	(7.04)	(3.01)			(0.00813)	
22 Textile												
(1)	-0.0253	0.883	-0.101		0.236	0.0834	0.155	-0.0289	-0.00129	0.0154	0.912	1.42
	(-1.86)	(15.13)	(-6.46)		(2.80)	(2.66)	(1.86)	(-0.47)	(-0.50)	(1.64)	(0.00576)	
(2)	-0.0268	0.888	-0.102		0.238	0.0743	0.172			0.0179	0.911	1.40
	(-2.91)	(16.46)	(-7.03)		(2.89)	(3.29)	(2.26)			(3.11)	(0.00567)	
28 Produits chimiques												
(1)	-0.0143	0.857	0.0201	-0.0785	0.0287		-0.00515	0.0245	0.00234	0.00799	0.951	1.80
	(-0.81)	(11.24)	(2.22)	(-0.18)	(1.91)		(-0.07)	(0.74)	(1.02)	(0.70)	(0.00333)	
(2)	-0.00216	0.948			0.0127			0.0373	0.00474		0.946	1.67
	(-0.12)	(15.89)			(1.28)			(1.78)	(2.48)		(0.00337)	
29 Pétrole												
(1)	-0.0154	0.844	-0.179		0.492	0.0325	1.0585	0.0452	-0.00506	0.0110	0.860	2.16
	(-0.36)	(8.81)	(-2.79)		(2.28)	(0.74)	(4.29)	(0.38)	(-1.09)	(0.40)	(0.0147)	
(2)	-0.000333	0.893	-0.172		0.368		0.960				0.854	2.12
	(-0.12)	(11.48)	(-3.02)		(1.93)		(4.55)				(0.0144)	
30 Caoutchouc												
(1)	0.0134	1.008	-0.0577		-0.0481	-0.320	-0.0732	0.287	-0.00229	-0.00795	0.874	1.45
	(0.39)	(12.02)	(-1.64)		(-0.24)	(-2.10)	(-0.28)	(2.23)	(0.39)	(-0.37)	(0.0137)	
(2)	-0.00193	0.889	-0.0170		0.171			0.0597			0.860	1.23
	(-0.63)	(16.48)	(-0.61)		(0.99)			(1.23)			(0.0139)	

C	$\ln P_{t-1}$	$\ln\left(\frac{H}{H^*}\right)$	$\ln\left(\frac{FG}{FG^*}\right)$	$\ln\left(\frac{UO}{S}\right)$	$\frac{\Delta \ln}{ULC^O}$	$\ln ULC_{t-1}^C$	$\frac{\Delta \ln}{ULC^N}$	$\ln ULC_{t-1}^N$	$\Delta \ln P_m$	$\ln P_{m,t-1}$	$\ln\left(\frac{NA}{IF}\right)$	$\ln r$	\bar{R}^2 (S.E.)	DW
32 Pierre, argile et verre														
(1)	0.0153 (0.90)	0.669 (16.53)	-0.0156 (-2.07)		0.0711 (1.69)	0.0885 (1.72)			0.0865 (0.60)	0.417 (5.23)	0.00460 (0.41)	-0.00731 (-0.63)	0.996 (0.00324)	1.50
(2)	0.00326 (4.19)	0.921 (33.34)			0.0791 (1.89)				0.409 (2.67)				0.963 (0.00430)	1.30
33 Industrie des métaux primaires														
(1)	-0.0358 (-1.45)	0.834 (13.32)	-0.0139 (-2.55)		0.00909 (0.18)	-0.0222 (-0.48)			0.408 (3.51)	0.171 (3.51)	-0.00170 (-0.81)	0.0280 (1.64)	0.991 (0.00564)	1.26
(2)	-0.00753 (-0.56)	0.845 (13.75)	-0.0144 (-2.62)		0.0803 (1.90)				0.391 (5.45)			0.0101 (1.03)	0.054 (0.00584)	1.13
34 Produits métalliques														
(1)	-0.0152 (0.75)	0.919 (16.83)		0.0216 (1.70)			0.236 (2.05)	0.0994 (0.69)	0.491 (3.41)	0.0389 (0.55)	0.00021 (0.20)	0.00065 (-0.01)	0.996 (0.00412)	1.92
(2)	-0.0111 (-2.27)	0.957 (30.07)		0.0151 (2.58)			0.220 (2.48)		0.427 (3.69)				0.972 (0.00402)	1.97
35 Fabrication de machines (sauf électriques)														
(1)	-0.0191 (-1.18)	0.977 (35.95)		0.0149 (2.75)			0.161 (1.79)	0.0305 (0.41)	0.505 (4.12)	0.0256 (0.53)	-0.00231 (-1.65)	0.00351 (0.33)	0.999 (0.00303)	1.77
(2)	-0.0152 (-2.97)	1.005 (95.51)	-0.00815 (-1.11)	0.0167 (3.62)			0.131 (1.70)		0.386 (3.55)				0.995 (0.00307)	1.77
36 Machines électriques														
(1)	-0.127 (-3.32)	0.791 (14.65)		0.0432 (4.05)			0.0562 (0.84)	0.0827 (1.27)	-0.326 (-2.11)	-0.0339 (-1.31)	0.00233 (0.93)	0.0478 (2.36)	0.973 (0.00533)	1.99
(2)	-0.0567 (-4.69)	0.863 (23.87)	-0.0160 (-1.48)	0.0409 (4.53)				0.0740 (1.24)		0.0813 (4.16)			0.969 (0.00547)	1.93
3711 Véhicules automobiles														
(1)	0.0175 (0.62)	0.798 (13.45)		0.00528 (0.90)	0.0764 (1.87)	0.0585 (1.60)			0.0644 (-0.30)	0.169 (2.45)	0.00341 (-1.87)	-0.0199 (-1.16)	0.987 (0.00527)	2.02
(2)	-0.0127 (-1.50)	0.868 (19.35)		0.00767 (1.33)	0.0578 (1.44)								0.986 (0.00537)	

REMARQUE: Nous avons évalué l'équation (2) pour les industries 32 à 35 avec

$$\ln P_t - 0.4 \ln UCL_{t-1}^{N(C)} - 0.6 \ln P_{m,t-1} \text{ à la place de } \ln P_t, \text{ et } \ln P_{t-1} - 0.4 \ln ULC_{t-1}^{N(C)} - 0.6 \ln P_{m,t-1}. \text{ Pour de plus amples explications à ce sujet, voir le texte.}$$

Tableau XLIII
 Résumé des modèles de prix
 (un x dénote une statistique $t \geq 1$)

	demande excédentaire		coût unitaire de la main-d'oeuvre		prix des matières premières		fonds d'origine intérieure	taux d'intérêt
	stocks	commandes	changement	niveau	changement	niveau		
Industrie								
ensemble du secteur								
manufacturier		x		x	x	x	x	x
biens durables		x	x	x	x	x	x	x
biens non durables					x	x	x	x
aliments	x		x	x	x	x		
textile	x		x	x	x			x
produits chimiques				x		x	x	
pétrole	x		x		x			
caoutchouc			x			x		
pierre, argile et verre			x*	x*	x	x		
métaux	x		x*		x	x		x
produits métalliques		x	x	x	x	x		
fabrication de machines (sauf électriques)	x*	x	x	x	x	x		
machines électriques	x*	x		x		x		
véhicules automobiles		x	x	x*				

REMARQUE: (1) L'astérisque sur les stocks indique qu'il s'agit du stock de produits finis et non du stock total.
 (2) L'astérisque sur le coût unitaire de la main-d'oeuvre indique qu'il s'agit des coûts unitaires corrigés et non des coûts unitaires normaux.

Tableau XLIV
Elasticités du coût de production

industrie	coût unitaire normal de la main-d'oeuvre		prix des matières premières	
	à court terme	à long terme	à court terme	à long terme
ensemble du secteur				
manufacturier	0	0.48	0.17	0.29
biens durables	0.26	0.40	0.03	0
biens non durables	0.14	0	0.08	0
aliments	0.11	0.22	0.48	0.60
textile	0.24	0.66	0.18	0
produits chimiques	0	0.24	0	0.72
pétrole	0.37	0	0.96	0
caoutchouc	0.17	0	0	0.54
pierre, argile et verre	0.07	0.40	0.40	0.60
métaux	0.08	0.40	0.39	0.60
produits métalliques	0.22	0.40	0.43	0.60
fabrication de machines (sauf électriques)	0.13	0.40	0.39	0.60
machines électriques	0	0.54	0	0.59
véhicules automobiles	0.06	0.39	0	0.57

REMARQUE: Les chiffres de ce tableau sont établis d'après les équations (2) des Tableaux XLI et XLII.

Chapitre huit

LES LIENS INTERNATIONAUX

VOIES DES INFLUENCES INTERNATIONALES

Dans le présent chapitre, nous allons examiner la force des liens directs en matière de prix et de salaires qui existent entre le Canada et les Etats-Unis. La puissance de ces influences internationales sur les salaires et les prix au Canada n'a cessé de préoccuper les chercheurs et les responsables de la politique nationale. Certains sont d'avis que ces liens ont une force telle que toute politique intérieure indépendante, du moins une politique visant à réduire l'inflation, serait futile. D'autres affirment qu'un système approprié de taux de change permettra d'isoler totalement l'économie canadienne des forces inflationnistes qui se manifestent à l'étranger.

Comme il arrive généralement dans ce genre de controverse, les preuves empiriques dont nous disposons tendraient à suggérer que la position appropriée se trouve entre ces deux opinions extrêmes, sans nier toutefois l'utilité d'un taux de change flexible, seul moyen de réaliser une isolation maximum des pressions inflationnistes étrangères. Nous reviendrons aux travaux empiriques de nos prédécesseurs après avoir étudié les applications de nos propres résultats. Il

semble cependant indiqué, auparavant, d'examiner les différentes voies par lesquelles les prix et les salaires internationaux sont susceptibles d'influer sur les prix et les salaires au Canada. Il en existe cinq:

1. Les effets de la demande globale, résultant des effets produits par les accroissements des prix étrangers, sur la demande en articles d'exportation canadiens et sur le remplacement des importations par des biens produits au pays.
2. Les effets monétaires provoqués par les fluctuations de la balance des paiements. Bien que ces effets se fassent sentir avec le plus de force dans un système de taux de change rigide, la politique monétaire peut être en partie endogène, que les taux de change soient flexibles ou fixes. Un des facteurs clés qui agit sur la situation monétaire au Canada est le taux d'intérêt pratiqué aux Etats-Unis, qui sera à son tour influencé par le taux de la montée des prix dans ce même pays.
3. Les effets de poussée des coûts résultant de l'accroissement des prix à l'importation. Ces effets se répartissent en effets directs, produits par des articles fabriqués à l'étranger et livrés aux acheteurs définitifs, et en effets indirects qui sont le reflet de l'accroissement du coût de pièces et de matériaux importés.
4. Les influences directes sur les prix fixés par les entreprises canadiennes. Il existe un marché mondial pour un nombre limité de biens, dont le prix canadien se calcule en ajustant le prix mondial en fonction du taux de change, des tarifs douaniers et des frais de transport en vigueur au Canada. Dans le secteur manufacturier, ce genre de marché existe pour la pâte et le papier journal, deux productions importantes de l'industrie papetière, ainsi que pour certains produits textiles et pour certains produits du bois. Ce qui importe cependant beaucoup plus dans le secteur manufacturier, c'est la conjoncture qui oblige les fabricants canadiens à adopter un régime de prix en vue de restreindre l'accès au marché. Lorsque les produits étrangers sont le principal obstacle à une implantation ou à une expansion sur le marché national,

l'augmentation du prix de ces produits provoquera la hausse du prix-plafond pour les nouveaux venus sur le marché, ce qui incitera ensuite les entreprises canadiennes à augmenter leurs propres prix, même en l'absence d'un accroissement de leurs coûts ou de la demande pour leurs produits au prix courant.

5. Les influences directes sur les salaires négociés entre les entreprises et les syndicats canadiens. Comme nous l'avons exposé au chapitre deux, l'explication rationnelle de ce genre d'influence comporte trois aspects:
 - (a) vu l'existence, dans de nombreux secteurs, de liens étroits dans les domaines des institutions, de la propriété et des marchés, les accords salariaux conclus aux Etats-Unis peuvent constituer l'objectif de certaines revendications salariales canadiennes;
 - (b) dans certains secteurs, l'objectif de la parité des salaires est devenu un élément de stratégie syndicale, et trois secteurs clés témoignent de son importance¹. Lorsque la parité des salaires constitue un objectif, on peut s'attendre à ce que tout accroissement des taux de salaire aux Etats-Unis se répercute sur les revendications salariales au Canada;
 - (c) pour les secteurs qui préconisent un régime de prix en vue de limiter l'importation, l'accroissement des salaires à l'étranger amènera des accords salariaux plus élevés au Canada, étant donné que les syndicats et les entreprises peuvent prévoir que l'accroissement des coûts se traduira facilement par un gonflement des prix.

Alors que chacune de ces cinq voies peut revêtir une certaine importance, en particulier dans une situation de taux de change rigide, les problèmes de politique qu'ils soulèvent sont de nature totalement différente. Les influences directes des salaires et des prix (voies 4 et 5), alliées aux influences de la poussée des coûts (voie 3), donnent naissance

¹ Voir Downie (1970).

à des pressions inflationnistes supplémentaires aux niveaux courants d'emploi et de production. Les responsables de la politique feront ainsi face au dilemme suivant: l'importation de l'inflation par ces voies ne peut être arrêtée qu'en réduisant la demande globale et en suscitant ainsi un accroissement du chômage et une baisse de la production. En outre, comme nous en discuterons plus loin, il n'est pas aisé de réduire l'acuité de telles pressions inflationnistes en introduisant des ajustements appropriés au taux de change.

A l'opposé des autres, les effets inflationnistes attribuables aux voies 1 et 2 vont de pair avec une production et un niveau d'emploi accrus. Ces effets inflationnistes peuvent par conséquent être atténués par l'adoption de mesures compensatoires appropriées relevant de la macro-économie, sans que cela entraîne nécessairement une aggravation du chômage.

De nombreuses études antérieures traitant de ces questions ont suscité des recherches économétriques au niveau macro-économique. Il est malheureusement difficile, à ce niveau, de mesurer la force des poussées inflationnistes transmises par chacune des voies dont il a été question. On doit par conséquent considérer les équations globales comme représentant une combinaison des différents effets en cause.

Pour l'économétricien, le problème au niveau macro-économique est lié à celui de la multicolinéarité dans la série des variables indépendantes potentielles. Ceci s'illustre par une équation notée dans un renvoi de l'étude bien connue de Bodkin et coll. (1966)². Cette équation explique entièrement l'indice des prix à la consommation au Canada par des variables s'appliquant aux Etats-Unis. Chose curieuse, le degré d'ajustement de cette équation est presque identique à celui de l'équation qu'ils ont retenue, et qui tient compte de l'influence des coûts intérieurs au même titre que de l'effet exercé par les prix en vigueur aux Etats-Unis. Cependant, la portée politique de ces deux équations diffère radicalement, l'équation construite avec les variables américaines impliquant que la courbe de Phillips prend la forme d'une ligne droite horizontale au Canada, ce qui signifierait que la politique intérieure de notre pays pourrait se concentrer exclusivement sur les objectifs de niveau d'emploi et de production réelle, en laissant totalement de côté l'objectif

² Bodkin et collaborateurs (1966), renvoi¹, page 148.

du niveau des prix.

Comme Caves, Reuber et coll. (1971) l'ont fait valoir de façon convaincante, le problème consiste à déterminer si la correspondance étroite du comportement observé au niveau macro-économique reflète principalement les politiques et les influences macro-économiques dominantes, ou si au contraire elle reflète la puissance des liens directs entre les salaires et les prix au niveau des industries. Tout comme nous, ils ont estimé que la recherche sur l'évolution des prix et des salaires au niveau de l'industrie était indispensable pour mieux éclairer cette question capitale. Nous aurons l'occasion un peu plus loin de comparer leurs résultats aux nôtres.

CALCUL DES EFFETS EXERCES PAR LES SALAIRES ET LES PRIX AMERICAINS

Nous avons établi, à l'intention du lecteur, un diagramme (Graphique 1) qui montre de quelle façon les salaires et les prix internationaux empiètent sur notre système d'équations dans une situation de demande constante sur les marchés des denrées et du travail. Ce diagramme présente de façon pratique les principales interactions qui voient le jour dans notre système (abstraction faite des effets attribuables à la demande). Il s'agit d'une représentation schématique du cadre dans lequel se situera notre analyse des effets qu'entraînent les fluctuations américaines des salaires et des prix, dans une situation où la demande sur les marchés des denrées et du travail est maintenue à un niveau constant. Il est évident qu'en l'absence de politiques compensatoires, on peut s'attendre à ce que des fluctuations des prix, des salaires et d'autres composantes des coûts influeront inmanquablement sur la demande dans l'un ou l'autre des marchés. En l'absence d'un modèle explicite qui définirait commandes, stocks et production, il nous est impossible d'examiner le système si les conditions de la demande sont en changement. L'exercice auquel nous nous livrons n'est cependant pas dépourvu d'intérêt, étant donné qu'il permet de rendre compte des effets inflationnistes produits sur le marché intérieur par les augmentations des prix et des salaires à l'étranger lorsque les technocrates choisissent de neutraliser les effets de ces prix et de ces salaires en agissant sur la production et sur le niveau d'emploi. Il indique par conséquent le déplacement du dilemme entre l'inflation et la production

effective d'une part et le niveau d'emploi d'autre part, par suite des fluctuations inflationnistes à l'étranger.

Les principales voies d'influence illustrées dans le diagramme sont faciles à expliquer. On remarquera tout d'abord une série de relations dérivées de l'équation des salaires. Vient ensuite une série de relations dérivées de l'équation expliquant les prix des produits manufacturés. Enfin, nous avons eu recours à trois identités:

- (a) l'identité selon laquelle l'indice des prix à la consommation comprend la production dans le secteur manufacturier d'articles inclus dans notre indice des prix d'achat des matières premières nécessaires à la production, ainsi que les importations. Nous supposons que les pondérations directes et indirectes de ces composantes dans l'indice des prix à la consommation peuvent servir à représenter l'impact de leurs prix sur les prix à la consommation;
- (b) l'identité reliant les changements dans les bénéfices bruts aux fluctuations des prix ainsi qu'au changement des diverses composantes du coût unitaire, et
- (c) l'identité reliant les niveaux de profit aux changements dans ces mêmes profits et à leurs niveaux précédents.

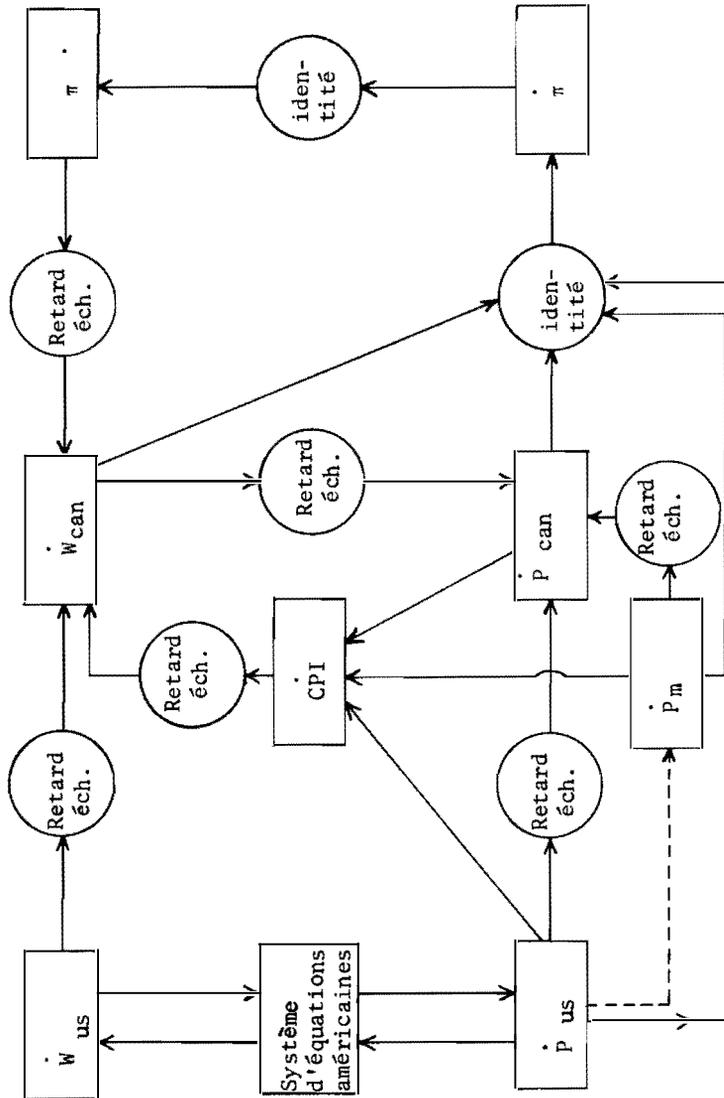
Les principaux liens économétriques comportent tous des décalages échelonnés; nos résultats seront donc influencés par la période de temps au cours de laquelle la mesure des répercussions des prix étrangers sur les salaires canadiens a été faite.

Pour bien examiner la portée de nos équations, il faudrait faire la simulation du système des équations industrielles préférées. Cette méthode permettrait non seulement de susciter des cheminements dynamiques spécifiques pour les variables globales pertinentes, mais elle mettrait également en lumière les répercussions de l'inflation étrangère sur la structure inter-industrielle des salaires et des prix au Canada. Les restrictions de temps et de moyens ne nous ont malheureusement pas permis d'effectuer une telle recherche.

En l'absence de ces analyses simulées des équations cor-

GRAPHIQUE 1

Diagramme des directions que prennent les influences directes des prix et des salaires dans notre système d'équations.



--- Voie d'influence possible, le tout dépendant de l'hypothèse adoptée concernant l'inflation aux Etats-Unis.

N.B. Ne sont pris en considération dans ce diagramme les influences de la demande ni sur le marché du travail ni sur celui des denrées. Il résume donc le mécanisme de transmission des salaires et des prix à des niveaux donnés de l'emploi par rapport à la production.

respondant aux industries particulières, nous avons effectué deux séries de calcul. La première série est basée sur les équations de prix et de salaires pour l'ensemble du secteur manufacturier, et la seconde sur le groupement des coefficients pertinents des équations de prix et de salaires de différentes industries prises isolément.

Pour chaque série, nous avons calculé les répercussions sur les prix et les salaires du secteur manufacturier canadien d'un taux d'inflation de un pour cent dans les prix et les salaires aux Etats-Unis, et ce, en utilisant diverses hypothèses quant à la durée et quant aux répercussions possibles sur les prix autres que ceux du secteur manufacturier au Canada. Chaque série a fait l'objet de quatre calculs. Le premier traduit tout simplement les répercussions directes à court terme sur les taux de salaire négociés et les prix dans le secteur manufacturier canadien, sans qu'on ne tienne compte des effets sur les autres prix et en négligeant délibérément l'interaction des salaires et des prix au sein de ce secteur. Ce calcul représente donc l'influence directe et immédiate de l'inflation dans le secteur manufacturier américain sur l'inflation dans le même secteur au Canada.

Les trois autres calculs partent tous de l'hypothèse qu'une période de temps suffisante s'est écoulée pour que la montée des prix et des salaires ait pu se stabiliser; ils représentent par conséquent les effets à long terme de l'inflation à l'étranger, compte tenu de différentes hypothèses. Le second calcul représente les effets à long terme de l'inflation à l'étranger lorsque ni les prix d'achat des matières premières, ni les prix à la consommation ne sont influencés par celle-ci. Le troisième calcul rend compte des répercussions sur les prix à la consommation. Quant au quatrième, il reflète les effets sur les prix des matières premières de même que sur les prix à la consommation. Chacun des trois derniers calculs se fonde donc sur des hypothèses différentes en ce qui concerne la portée de l'inflation aux Etats-Unis ainsi que les liens internationaux exogènes au secteur manufacturier.

Nous avons d'abord tenté de résoudre le système d'équations suivant:

$$\dot{W} = \alpha_1 \dot{P} + \beta_1 \dot{W}_{us} + \gamma_1 \dot{CPI} + Z_1, \text{ et}$$

$$\dot{P} = \alpha_2 \dot{W} + \beta_2 \dot{P}_{us} + \gamma_1 \dot{P}_m + Z_2 ,$$

où Z_1 et Z_2 représentent les effets des autres variables du système.

Nous obtenons donc des équations de forme réduite pour \dot{W} et \dot{P} par rapport à \dot{W}_{us} , \dot{P}_{us} , \dot{P}_m , \dot{CPI} , Z_1 et Z_2 . Les effets exercés sur les prix et les salaires en vertu du second calcul expliqué dans le texte correspondent tout simplement à la somme des coefficients affectant \dot{P}_{us} et \dot{W}_{us} dans chacune de ces équations à forme simplifiée.

Pour les calculs restants, nous avons ajouté l'équation suivante:

$$\dot{CPI} = \alpha_3 \dot{P} + \beta_3 \dot{P}_{us} ,$$

où α_3 et β_3 représentent les coefficients de pondération de la production et des importations dans l'indice du prix à la consommation.

Nous avons alors résolu le système à trois équations qui en résulte pour \dot{P} , \dot{W} , et \dot{CPI} par rapport à \dot{W}_{us} , \dot{P}_{us} , \dot{P}_m , Z_1 et Z_2 .

Dans le troisième calcul, les effets exercés sur les prix et les salaires sont simplement représentés par la somme des coefficients affectant \dot{P}_{us} et \dot{W}_{us} dans les équations à forme simplifiée correspondantes.

Le quatrième calcul est réalisé par l'addition aux calculs précédents des effets exercés par les prix en vigueur aux Etats-Unis sur \dot{P}_m , en supposant que la composante des "biens" de \dot{P}_m , contrairement à la composante des "services", croît proportionnellement à la montée des prix aux Etats-Unis. En multipliant la pondération des biens dans \dot{P}_m par le coefficient à forme simplifiée affectant la même variable et en

ajoutant le résultat obtenu aux coefficients de forme simplifiée affectant \underline{Pus} et \underline{Wus} , on obtient le résultat recherché.

Dans la première série de calculs, marquée d'un A dans le Tableau XLV, α_1 , α_2 , β_1 , β_2 , γ_1 et γ_2 sont des élasticités à long terme dérivées des équations préférées des prix et des salaires pour l'ensemble du secteur manufacturier. Dans la deuxième série, marquée d'un I au Tableau XLV, ces coefficients sont obtenus en additionnant les élasticités correspondantes basées sur les équations préférées des prix et des salaires se rapportant aux industries des groupes principaux.

En l'absence de modèles de détermination des prix et des salaires dans les secteurs de l'économie canadienne autres que celui de l'industrie manufacturière, il est évidemment impossible d'établir lequel des calculs exposés ci-dessus fournit l'image la plus exacte de la réalité. Nous préférons quelque peu le quatrième calcul, parce que nous croyons qu'il est raisonnable de tenir compte de fortes influences internationales sur les prix des matières premières. Le second calcul, qui ne tient pas compte des effets produits sur les prix à la consommation ou les prix des matières premières, nous semble très artificiel, et nous ne le mentionnons qu'afin de mettre en lumière la nécessité d'inclure dans nos calculs l'interaction des prix et des salaires au sein du système.

Les résultats de ces deux séries de calculs sont présentés au Tableau XLV. Il ressort dans les deux cas que les prix et les salaires internationaux exercent une influence directe appréciable. Même si l'on ne tient pas compte des effets de l'inflation sur les prix à la consommation et les prix des matières premières, les prix et les salaires du secteur manufacturier s'accroîtront d'environ quatre dixièmes pour cent. Si l'on tient compte des effets produits par l'inflation sur les prix à la consommation et les prix des matières premières, l'inflation intérieure est évidemment plus accentuée. Dans ces circonstances, les équations correspondant au secteur manufacturier amènent des répercussions à long terme sur les salaires de l'ordre de 0.76, ainsi qu'une répercussion sur les prix de l'ordre de 0.70. Au niveau des agrégats, on note des accroissements légèrement moins élevés des taux d'inflation, soient de l'ordre de 0.63 et 0.61 respectivement. Toutefois, étant donné que nos méthodes d'agrég-

TABLEAU XLV

Evaluation des répercussions de l'inflation à l'étranger sur l'évolution des prix et des salaires dans le secteur manufacturier au Canada, selon différentes hypothèses

Hypothèses	Bases ^b	Effets produits par une modification de 1% dans les prix et les salaires internationaux sur:				Modifications implicites dans les marges bénéficiaires
		Salaires	Prix	IPC	<u>P_m</u>	
1. Effets directs à court terme ^a	A	0.432	0.431	*	*	**
	I	0.403	0.218	*	*	**
2. Effets à long terme, y compris l'interaction salaires-prix	A	0.432	0.469	*	*	0.216
	I	0.403	0.371	*	*	0.165
3. Effets à long terme, y compris les répercussions sur l'IPC ^d et l'interaction salaires-prix	A	0.713	0.591	0.266	*	0.284
	I	0.580	0.432	0.221	*	0.169
4. Effets à long terme, y compris les répercussions sur l'IPC, sur les prix des matières premières ^e et l'interaction salaires-prix	A	0.757	0.698	0.307	0.546	0.131
	I	0.630	0.613	0.282	0.546	0.088

(a) En ce qui regarde les salaires, il s'agit d'effets se

TABLEAU XLV
(suite)

répercutant sur les taux de salaires négociés à l'heure actuelle. Les effets à court terme sur les revenus, durant le trimestre courant, seront beaucoup moindres, à cause du décalage dans l'application du contrat.

- (b) A indique que les calculs sont basés sur les équations globales relatives au secteur manufacturier. I indique que les calculs sont basés sur les moyennes des élasticités pertinentes, elles-mêmes fondées sur les équations préférées correspondant à chaque industrie.
- (c) Les variations de pourcentage implicites dans les marges bénéficiaires réalisées sur les coûts unitaires sont définies comme suit: $\dot{K} - \dot{P} - \dot{C}$, où $K = P/C$ représente le facteur de la marge bénéficiaire et C représente l'ensemble des coûts unitaires. \dot{C} est calculé comme moyenne pondérée de \dot{W} , \dot{P}_u et \dot{P}_m , les pondérations étant proportionnelles à l'importance relative des coûts de la main-d'oeuvre, de l'importation des produits manufacturés et de l'achat de matériaux bruts exposés au Tableau XXIX du chapitre cinq.
- (d) L'importance relative de la production manufacturière par rapport aux achats des biens de consommation (abstraction faite des importations directes) est de 0.292. Les importations directes et indirectes (exception faite des importations indirectes de produits manufacturés, afin d'éviter un double calcul) représentaient 0.093 de chaque dollar dépensé par les consommateurs. L'importance relative des achats directs de matières premières par les consommateurs (principalement des produits agricoles) s'établit à 0.015. Ces calculs sont basés sur des tableaux statistiques fournis par R.B. Hoffman, de la Division de la recherche et du développement en entrées-sorties de Statistique Canada.
- (e) L'importance relative des services par rapport à l'achat des matières premières servant à la fabrication s'établit à 0.454. Voir également la section

gation ne tiennent pas compte des effets inter-industriels des salaires, elles ne traduisent pas dans toute leur ampleur les répercussions inflationnistes de nos résultats pour les équations industrielles. Les deux séries de résultats ne peuvent donc se comparer que dans leurs grandes lignes.

Ces résultats appuient donc la conclusion selon laquelle les prix et les salaires du secteur manufacturier canadien subissent directement et indirectement de très fortes influences internationales qui empruntent les trois dernières voies énumérées ci-dessus. A moins que l'inflation à l'étranger ne puisse être neutralisée par des fluctuations du taux de change (nous aurons l'occasion d'examiner cette question plus loin), chaque point en pourcentage d'inflation (tant des prix que des salaires) aux Etats-Unis est de nature à entraîner après une certaine période d'ajustement, un taux d'inflation des prix et des salaires dans le secteur manufacturier canadien d'environ trois quarts de un pour cent, pourvu que les effets de la demande globale attribuables à l'inflation étrangère soient neutralisés. Pour contrebalancer ces effets inflationnistes des augmentations de prix et de salaires aux Etats-Unis sans recourir à des ajustements du taux de change, il faudrait obligatoirement passer par un accroissement du chômage et une baisse de la production réelle. Il est à noter, en outre, qu'avec des taux de change fixes, un accroissement régulier du chômage pourrait s'avérer indispensable en vue de neutraliser les poussées inflationnistes venant de l'étranger. Il en découle que la réduction d'une forte poussée inflationniste accompagnée de taux de chômage élevés, mais décroissants, peut trouver une explication très satisfaisante dans le contexte du présent modèle.

Dans aucun de ces calculs ne tenons-nous compte des répercussions exercées par les fluctuations des prix et des salai-

TABLEAU XLV
(suite)

trois de l'annexe.

- * indique que l'on suppose la répercussion égale à zéro.
- ** les effets à court terme sur les marges bénéficiaires ne peuvent être calculés à partir des élasticités fournies. Voir remarque (a).

res sur les taux de profit, ou de tout effet subséquent que les profits pourraient produire sur les salaires et, partant, sur les prix. Etant donné que les prix, les salaires et les autres composantes des coûts unitaires sont liés aux profits par une identité, nous devrions en principe tenir compte de ces effets. Afin de jauger l'importance de cette omission, nous avons exposé à la dernière colonne du Tableau XLV les modifications des taux de profit (en l'absence d'effets de compensation, tels que des changements dans les taux d'imposition des sociétés) que supposent les trois calculs à long terme. Il en ressort que l'inflation étrangère aura tendance à accroître légèrement les marges bénéficiaires et, par conséquent, à intensifier la pression inflationniste sur les prix et les salaires. Ces résultats indiquent par conséquent qu'il faudrait procéder à un léger ajustement positif pour tenir compte des effets produits par les modifications des taux de profit sur la croissance des taux de salaires.

Jusqu'à présent, nous avons examiné la force de la poussée inflationniste résultant de l'inflation étrangère, dans des conditions de demande fixe et d'un taux de change rigide. Etudions maintenant combien les modifications du taux de change seront susceptibles de changer ces résultats.

Notre formulation des liens internationaux entre les prix et les salaires comporte une particularité qui mérite d'être soulignée. Aux Etats-Unis, les prix sont ajustés selon le taux de change, les salaires ne le sont pas. Cette formulation du mécanisme de transmission des salaires s'inspire de celle énoncée précédemment par certains auteurs³. Etant donné que l'importance des liens institutionnels, des négociations-type et des notions de parité des salaires exprimées en unités nominales sont les éléments qui peuvent expliquer l'importance des fluctuations salariales aux Etats-Unis, il nous semble que l'emploi du taux de salaire non ajusté en fonction des variations du taux de change serait approprié⁴.

Notre définition des effets produits par les prix peut être mise en question, compte tenu des travaux antérieurs d'un certain nombre d'auteurs⁵. Il nous semble toutefois que l'étalement théorique du régime de prix limitant l'accès au marché revêt une importance capitale lorsqu'il s'agit de comprendre le mécanisme de transposition des prix à l'échelle

³ Voir Caves-Reuber (1971), Bodkin, et coll. (1966).

internationale. Compte tenu de cette théorie, il apparaît clairement qu'à la longue, les ajustements du taux de change produisent des effets équivalents aux ajustements des prix à l'étranger. Les répercussions à court terme peuvent différer à cause de variations dans l'élasticité des prévisions relatives aux changements futurs⁶, mais ceci n'est pas une raison suffisante pour négliger les ajustements du taux de change à long terme. Ce fait laisse entendre, au contraire, qu'une moyenne mobile des taux de change pour un certain nombre de périodes devrait être employé comme facteur d'ajustement, au lieu du taux courant seulement; c'est la formule que nous avons retenue⁷. Un récent mémoire non publié de Don McFetridge⁸ confirme la décision que nous avons prise. McFetridge, après avoir effectué une analyse de la détermination des prix dans certaines industries du groupe à trois chiffres, a pu établir que là où les prix internationaux avaient une certaine importance, ils devaient être ajustés en fonction du taux du change. Les prix non ajustés au taux de change se sont révélés supérieurs dans seulement deux des treize industries pour lesquelles il a inclus les prix américains dans son équation préférée. Le fait que ce résultat

⁴ Nous n'avons toutefois pas évalué les fonctions des salaires en rapport avec les fluctuations salariales aux Etats-Unis ajustés en fonction des modifications du taux de change. Cragg (1971) a établi, sur la base d'une simple analyse de corrélation, que la corrélation entre les taux de salaires non ajustés était plus forte que celle qui existe entre les taux de salaires ajustés.

⁵ Cragg (1971), Dunn (1970), Caves-Reuber (1971).

⁶ Cet élément a fait l'objet d'une analyse très fouillée de la part de Caves et Reuber (1971).

⁷ Comme nous l'avons mentionné au chapitre cinq, au cours de travaux préliminaires nous avons fait un certain nombre d'essais en se basant sur diverses moyennes mobiles, et en utilisant le taux de change courant; nous avons choisi une moyenne mobile du taux de change s'étendant sur seize trimestres.

⁸ D.G. McFetridge, Market Structure and Price Behavior: Empirical Studies of the Canadian Manufacturing Sector. Thèse de doctorat non publiée, Université de Toronto, 1972.

soit différent des résultats obtenus précédemment par Caves et Reuber ne nous surprend pas, étant donné que ces derniers n'ont pas tenu compte, dans leurs équations, des coûts de la main-d'oeuvre, des prix des matières premières sur le marché intérieur ou de la demande excédentaire.

Bien que nous soyons d'avis que le recours à des prix ajustés se justifie, nous sommes cependant obligés de reconnaître que l'emploi de prix totalement ajustés représente un cas extrême. Par conséquent, dans les expériences qui font l'objet du Tableau XLVI, la proportion dans laquelle les ajustements du taux de change parviennent à isoler le système des prix.

Il y a lieu de faire une autre réserve. A court terme, les ajustements du taux de change seront incapables d'isoler les salaires et les prix en vigueur dans le secteur manufacturier au Canada, à cause de la moyenne mobile sur une longue période, appliquée à l'ajustement du taux de change. Une simulation dynamique du système des équations serait donc de nature à produire des résultats qui s'éloigneraient de façon significative des taux constants calculés ci-dessous. Étant donné la forte persistance des pressions inflationnistes, l'"isolation", si elle se réalise, ne se fera qu'après une longue période d'attente.

Cette réserve étant faite, passons maintenant à une explication des calculs. Le premier calcul examine l'effet d'une revalorisation de 1 pour cent du dollar canadien, destinée à neutraliser une inflation étrangère prévue de 1 pour cent. Les résultats révèlent qu'une telle revalorisation ne permettrait pas de neutraliser l'inflation intérieure, même à long terme. Il s'ensuit que si on tentait de l'appliquer, cette revalorisation entraînerait une détérioration de la position concurrentielle du Canada sur le marché international des produits manufacturés.

Le second calcul examine les effets de la montée des prix et des salaires aux États-Unis, dans le cas d'un taux de change ajusté pour assurer l'égalité entre les prix des produits manufacturés au Canada et les prix correspondants aux États-Unis, ajustés en fonction des taux de change. Les résultats sont présentés dans la seconde moitié du Tableau XLVI. Dans ces conditions, il interviendrait un taux de revalorisation du dollar d'environ 0.6 à 0.7 pour cent, ce qui

signifierait que 60 à 70 pour cent de la poussée inflationniste sur les prix en provenance de l'étranger serait neutralisée. Etant donné, comme nous l'avons fait observer plus haut, que ces calculs surestiment probablement la portée de l'isolation que l'on pourrait obtenir sur une période de temps réaliste, ils révèlent qu'un taux de change flottant ne suffirait pas à mettre l'économie canadienne totalement à l'abri de secousses inflationnistes persistantes en provenance de l'étranger.

TABLEAU XLVI

Analyse des effets produits par les modifications du taux de change lorsque les prix et les salaires s'accroissent de 1% aux Etats-Unis

Calcul *	Base	Hausse du taux de change (pourcentage)	Effet net de l'inflation aux E.-U. sur le secteur manufacturier	
			Salaires	Prix
1. Hausse de 1%	A	1.00	0.50	0.22
	I	1.00	0.44	0.15
2. Hausse suffisante pour maintenir un rapport constant entre les prix des biens manufacturés au Canada et aux Etats-Unis	A	0.58	0.61	0.42
	I	0.75	0.48	0.25

* Nous tenons compte, dans ces calculs, des effets exercés par les prix en vigueur aux Etats-Unis sur les prix d'achat des matières premières, ainsi que des interactions des salaires, des prix et des prix à la consommation dans le secteur manufacturier. Ces calculs correspondent par conséquent aux résultats présentés sous l'hypothèse (4) au Tableau XLV.

Jusqu'à présent, nous avons concentré notre attention sur l'ampleur des poussées inflationnistes qui s'exercent sur l'ensemble du secteur manufacturier. Le moment est venu d'examiner l'étendue et la pénétration des liens internationaux dans le domaine des prix et des salaires. Cette question a été examinée au Tableau XLVII, que nous avons basé sur les équations préférées des prix et des salaires de chaque industrie.

TABLEAU XLVII

Liens internationaux: effets directs basés sur les équations préférées pour les différentes industries

Industrie	Elasticités des salaires	Elasticités des prix	
		CT	LT*
01 Aliments et boissons.....	0.501	0.181	0.125
02 Tabac.....	-	0.080	1.73
03 Caoutchouc.....	-	0.617	0.217
04 Cuir.....	-	0.114	0.184
05 Textile.....	0.495	0.453	0.205
06 Vêtement.....	-	0.179	0.325
07 Bois.....	-	0.885	-
08 Papier.....	0.409	0.453	0.205
09 Imprimerie et édition.....	0.942	NA	NA
10 Métaux.....	0.747	0.146	0.381
11 Matériel de transport.....	0.414	-	-
14 Minéraux non métalliques....	-	0.146	0.381
15 Pétrole et charbon.....	-	0.101	0.171
16 Produits chimiques.....	-	-	-
17 Industries diverses.....	NA	NA	NA
Moyenne pondérée des rubriques ci-dessus.....	0.403	0.218	0.233
Equation pour le secteur manufacturier.....	0.432	0.431	0.282

* Ces effets à long terme ne tiennent pas compte des interactions entre les prix et les salaires, ni des autres effets indirects.

- indique que la variable pertinente n'a pas été incluse dans l'équation préférée

NA indique que la série de données requise n'est pas accessible.

Ce tableau fait ressortir le fait que les influences directes sont beaucoup plus répandues dans le cas des prix que dans celui des salaires. Alors que les prix américains jouent un rôle dans la détermination des prix intérieurs dans onze industries sur treize⁹, les salaires en vigueur aux Etats-Unis par contre ne jouent de rôle dans la détermination des salaires nationaux que dans six industries sur quatorze¹⁰. Rien n'empêche que les salaires américains revêtent une importance certaine par rapport aux deux industries les plus grandes et que les coefficients affectant ces salaires dans l'équation correspondante ont une valeur communément plus élevée que le coefficient affectant les prix américains dans l'équation correspondante. Il s'ensuit que le groupement des élasticités des salaires nous donne une élasticité estimative totale plus grande que ne le fait l'agrégation des élasticités des prix individuels.

Il est à remarquer que parmi les industries pour lesquelles les fluctuations des salaires américains revêtent une certaine importance, il y en a trois (papier, métaux et matériel de transport) auxquelles Downie¹¹ a pu également attribuer des liens internationaux importants, après un examen approfondi des conventions salariales et des facteurs d'ordre institutionnel.

Il y a un autre aspect de la question qui mérite d'être souligné ici, à savoir que les effets produits par les salaires se répartissent progressivement entre les diverses industries à mesure que se succèdent les périodes de négociations, et ceci à cause des influences inter-industrielles en matière de salaires. En d'autres termes, les débordements inter-industriels font passer les effets internationaux directs produits par les salaires des six industries en question à la plupart des autres industries.

⁹ Nous n'avons pas inclus l'imprimerie, parce que nous ne disposons pas de données concernant les prix, ni les industries diverses, parce que, dans ce cas, les données correspondantes pour les Etats-Unis étaient inexistantes.

¹⁰ Nous avons omis les industries diverses de cette comparaison, parce que nous ne disposons pas des données correspondantes s'appliquant aux salaires en vigueur aux Etats-Unis.

¹¹ Voir Downie (1970).

Alors que l'agrégation des effets internationaux produits par les salaires nous donne un résultat très proche du coefficient de l'équation relative au secteur manufacturier, l'agrégation des effets produits par les prix industriels se situe en deçà du coefficient se rapportant à l'ensemble de ce même secteur. Ce résultat est l'expression du fait que le coefficient des prix des produits transformés aux Etats-Unis reflète dans une certaine mesure l'indice du prix des produits transformables, et par conséquent les effets de toute modification dans les prix des matières premières. Les prix des entrées à l'échelon industriel subissent par contre les effets des prix des facteurs de production d'autres secteurs¹².

COMPARAISON AVEC CERTAINES ETUDES ANTERIEURES

Puisque nos résultats accordent une grande importance aux liens internationaux, nous aimerions les comparer à ceux qu'ont obtenus antérieurement d'autres auteurs, afin d'en dégager les similitudes et d'en expliquer les disparités. Nous commencerons en examinant une étude qui traite du problème à l'échelon industriel; nous concluerons cependant par un bref exposé de trois études dont les résultats au niveau des agrégats sont des plus importants.

L'étude la plus exhaustive publiée à ce jour en matière de liens internationaux des prix et des salaires est celle de Caves, Reuber et coll. (1971)¹³. Ces auteurs ont procédé à l'examen des effets produits par les prix pratiqués aux Etats-Unis sur les prix canadiens dans 50 industries des groupes à trois ou quatre chiffres ainsi que des effets produits par les salaires américains sur les salaires canadiens dans 27 de ces industries, pendant la période allant de 1951 à 1962. Ils ont découvert des liens internationaux entre les prix

¹² La présence d'une légère déformation n'est pas à exclure, étant donné qu'on n'a pas tenu compte des achats intra-sectoriels et que, par conséquent, les matières premières achetées aux industries correspondantes à l'étranger n'entrent pas en ligne de compte.

¹³ Voir en particulier le chapitre cinq, qui se fonde sur la thèse non publiée de John M. Curtis, Direct U.S. Influence on Canadian Prices and Wages: A Disaggregated Study, Thèse de Doctorat non-publiée, Université Harvard, 1969.

significatifs au plan statistique dans 16 des 50 industries étudiées à cet effet; ils n'ont cependant cerné de liens internationaux significatifs entre les salaires que dans trois des 27 industries de ce groupe. Plus révélateur cependant que le décompte des industries significatives est l'établissement d'une moyenne des coefficients pertinents. Les moyennes obtenues après la suppression ou l'inclusion de coefficients négatifs sont présentées au Tableau XLVIII.

Les effets des prix qu'ont obtenu ces auteurs sont légèrement plus importants que ceux dérivés de nos propres calculs, mais leurs résultats en matière de salaires sont légèrement inférieurs aux nôtres. Le modèle de détermination des prix qu'ils ont adopté ne tient compte ni de la demande excédentaire, ni des coûts intérieurs. Etant donné qu'en l'absence de ces deux variables, les prix internationaux pourraient constituer un supplétif à l'influence qu'elles exerceraient, cette omission est une explication plausible du fait que la moyenne de leurs coefficients est légèrement supérieure à la nôtre.

Quant à leurs résultats sur les salaires, l'absence de certaines variables que nous estimons importantes, à savoir les bénéfiques, les conditions de la demande sur le marché du travail et les prix à la consommation, a sans aucun doute modifié leurs coefficients pour la variable américaine des salaires. Or ce qui revêt peut-être plus d'importance que l'omission de ces variables, c'est la mauvaise spécification de la structure des décalages. Il est intéressant de voir qu'ils aient établi qu'un décalage fini d'un semestre donnait des résultats légèrement supérieurs à ceux obtenus avec une formulation simultanée; il n'empêche qu'un décalage fini ne pourra fournir plus qu'une vague approximation d'un retard échelonné variable.

Compte tenu des différences de spécification des modèles industriels estimés, il est malgré tout surprenant que leurs résultats quant aux prix et aux salaires soient à ce point semblables aux nôtres. Passons maintenant aux études globales.

Nous avons choisi, pour fins de comparaison, les trois études suivantes: l'étude bien connue de Bodkin, Bond, Reuber et Robinson (1966) et les secteurs salaires-prix de deux modèles économétriques à grande échelle: le modèle trimes-

TABLEAU XLVIII

L'influence à court terme des prix et des salaires américains, à l'échelon industriel: comparaison entre nos résultats et ceux de Caves et Reuber

Source	Variable	Technique d'agrégation	Répercussion moyenne de la variable américaine correspondante
Notre étude	Salaires	Moyenne pondérée	0.40
Etude de Caves-Reuber	Salaires *	Moyenne simple	0.32
		Moyenne simple dont les coefficients négatifs ont été supprimés	0.42
Notre étude	Prix **	Moyenne pondérée	0.21
Etude de Caves-Reuber	Prix	Moyenne simple	0.51
		Moyenne simple dont les coefficients négatifs ont été supprimés	0.54

* Ces calculs sont basés sur des résultats compilés avec décalage d'un semestre. La moyenne des coefficients des salaires américains avec décalage de 0 était de 0.15 (0.35 lorsque les coefficients négatifs étaient supprimés).

** Il s'agit ici des élasticités à court terme des prix contenues dans les équations préférées des prix dont il a été question au chapitre cinq.

triel expérimental (RDXI), publié par la Banque du Canada, et le modèle annuel (TRACE), publié par l'Université de Toronto. Nous avons retenu ces deux derniers modèles, parce qu'ils représentent les versions publiées de deux programmes intensifs de recherche et d'expérimentation en cours dans le domaine des modèles économétriques canadiens à grande échelle. Ces deux modèles ont servi par ailleurs à des fins d'analyse politique, et le modèle TRACE a été employé dans des exercices avancés de prévision.

Les mécanismes de transmission directe des fluctuations internationales des prix et des salaires se retrouvent dans ces modèles au sein de leurs secteurs respectifs de prix et de salaires. Comme nous nous proposons de mesurer l'impact de ces fluctuations à différents niveaux de la production, de l'emploi et de la demande finale, il sera de mise d'examiner les secteurs des prix et des salaires de chaque modèle séparément du reste du système des équations.

Les rapports partiels à long terme entre les prix étrangers et les prix et les salaires en vigueur au Canada, tirés de l'équation pertinente dans RDXI, peuvent s'énoncer comme suit.

Indice de déflation inhérent de la dépense nationale brute¹⁴:

$$P_{\text{GNE}} = 1.4038 \text{ ULC} + .2136 P_{\text{F}} + .000097 \text{ WQ} + .154$$

Indice de déflation inhérent de la dépense à la consommation pour les biens non durables:

$$P_{\text{ND}} = 0.6037 \text{ ULC} + .275 P_{\text{F}} + .000099 \text{ WQ} + .357$$

¹⁴ Ces trois équations sont basées sur les rapports à long terme qui se dégagent des équations (56), (58) et (85), respectivement, que l'on retrouve dans la publication The Dynamics of RDXI, par John F. Helliwell et coll., Ottawa, Banque du Canada, 1969. (Banque du Canada. Staff Research Studies no. 5). Afin d'aligner nos propres calculs, nous n'avons pas tenu compte dans l'équation des salaires des effets sur les profits des fluctuations internationales des prix. La variable saisonnière de simulation, celle du déséquilibre des stocks ainsi que les autres variables de la demande ont été supprimées.

Taux de salaires dans le secteur privé:

$$\dot{W} = .938 \dot{P}_{ND} ,$$

où P_F représente l'indice de déflation inhérent des importations, ULC, le coût unitaire de la main-d'oeuvre, et WQ, le salaire trimestriel.

Il est à noter que le modèle RDXI contient une particularité: l'indice des prix des biens de consommation non durables constitue la variable principale dans l'équation des salaires, et non l'indice des prix pour l'ensemble des produits de consommation, et c'est de cet indice dont tient compte le lien principal entre les prix et les salaires.

Les élasticités à long terme correspondant aux équations des prix n'ont malheureusement pas été publiées avec le modèle. Nous avons pu toutefois déduire des élasticités approximatives à partir des équations publiées¹⁵.

Nous obtenons par conséquent les rapports partiels appro-

¹⁵ Ces élasticités approximatives sont évaluées pour l'année de référence des indices de déflation inhérents, à savoir, 1957. L'élasticité des deux indices des prix intérieurs affectant l'indice de déflation inhérent relatif aux importations est tout simplement représentée par les coefficients correspondants. Nous avons dérivé l'élasticité des salaires de la façon suivante: en supposant que l'équation qui détermine un indice des prix est $P = a + bW + cP_F$, l'élasticité de P par rapport aux fluctuations de W peut se définir comme suit:

$$\epsilon = \frac{\partial P}{\partial W} \frac{W}{P} = \frac{b}{P} \left(\frac{P - a - cP_F}{b} \right) = \frac{P - a - cP_F}{P} .$$

Si P et $P_F = 1$, comme c'est le cas pour l'année de référence, alors $\epsilon = 1 - a - c$.

Nous posons comme hypothèse, dans les calculs de l'élasticité, qu'un accroissement de 1 pour cent des salaires s'accompagne d'effets d'une ampleur proportionnelle sur le coût unitaire de la main-d'oeuvre et sur le taux trimestriel des salaires.

ximatifs suivants pour les différents taux de change dans les variables de prix et de salaires:

$$\dot{P}_{\text{GNE}} = .214 \dot{P}_{\text{F}} + .633 \dot{W}$$

$$\dot{P}_{\text{ND}} = .275 \dot{P}_{\text{F}} + .368 \dot{W}$$

$$\dot{W} = .938 \dot{P}_{\text{ND}}$$

Ce système à trois équations est facile à résoudre et nous donne immédiatement les répercussions à long terme des prix à l'étranger sur les prix et les salaires canadiens (voir le Tableau XLIX ci-après).

Les rapports partiels à long terme entre les prix étrangers et les prix et les salaires intérieurs tirés des équations pertinentes du modèle TRACE sont les suivants¹⁶:

Indice des prix de la production marchande non agricole:

$$\dot{P}_{\text{Q}} = .681 \dot{W} + .432 \dot{P}_{\text{F}}$$

Indices des prix des composantes des dépenses de consommation:

Biens durables

$$\dot{P}_{\text{D}} = 1.096 \dot{P}_{\text{GNE}}$$

Biens non durables

$$\dot{P}_{\text{ND}} = .836 \dot{P}_{\text{GNE}} + .338 \dot{P}_{\text{F}}$$

¹⁶ Il s'agit, en l'occurrence, de rapports partiels à long terme tirés des équations G.5, G.9, G.10, G.11 et G.1, respectivement. Voir Choudhry et collaborateurs (1972), p. 61 et 62.

Services

$$\dot{P}_S = .488 \dot{P}_{GNE}$$

Taux des salaires dans le secteur privé:

$$\dot{W} = .309 \dot{P}_C ,$$

où \dot{P}_C représente le pourcentage de variation de l'indice de déflation inhérent des dépenses totales à la consommation.

Il est à noter que dans le modèle TRACE, chaque indice de déflation des prix de dépense à la consommation est lié à un indice de déflation global, qui est lié à son tour, par le biais d'identités et de composantes exogènes, à l'indice des prix de la production privée non agricole. Si nous supposons que l'indice de déflation du facteur GNE et celui de la production privée non agricole se rapprochent, et que nous nous servons de l'identité reliant \dot{P}_C à \dot{P}_D , \dot{P}_{ND} et \dot{P}_S ¹⁷, nous pouvons réduire le système d'équations ci-dessus à:

$$\dot{P}_{GNE} = .681 \dot{W} + .432 \dot{P}_F ,$$

$$\dot{W} = .309 \dot{P}_C , \text{ et}$$

$$\dot{P}_C = .729 \dot{P}_{GNE} + .170 \dot{P}_F .$$

Il devient alors facile de résoudre ce système en donnant aux facteurs \dot{P}_{GNE} , \dot{P}_C et \dot{W} les valeurs caractérisant \dot{P}_F .

Avant d'examiner les propriétés que présentent les solutions de ces équations par rapport aux deux modèles, nous voulons attirer l'attention sur le fait que ni dans le modè-

¹⁷ En pondérant les coefficients de chacune de ces composantes des dépenses à la consommation d'après leurs valeurs respectives en 1961, nous obtenons l'équation de \dot{P}_C présentée ci-après.

le RDXI, ni dans le modèle TRACE, l'équation des salaires ne tient compte des effets directs des salaires en vigueur aux Etats-Unis. Il s'ensuit que, dans le contexte de ces modèles, les influences internationales ne se transmettent directement qu'au moyen des prix. En outre, les prix sont automatiquement et intégralement ajustés en fonction du taux de change dans les deux modèles, puisque les prix étrangers utilisés sont des indices de déflation inhérents fondés sur des rapports entre les taux intérieurs et les grandeurs du dollar constant. Les deux modèles isolent donc rapidement et totalement l'économie canadienne des pressions inflationnistes de l'étranger au moyen d'ajustements appropriés du taux de change.

Le Tableau XLIX présente les solutions chiffrées de ces deux modèles, en présence de taux de change rigide et d'un taux d'inflation constant de un pour cent à l'étranger.

TABLEAU XLIX

Effets implicites sur les prix et les salaires d'un accroissement de 1% des prix étrangers, dans deux modèles économétriques à grande échelle

Variable	Modèle	
	RDXI	TRACE
Indice de déflation inhérent (\dot{P}_{GNE}) s'appliquant à GNE.....	0.46	0.55
Indice de déflation inhérent (\dot{P}_C)* s'appliquant au prix à la consommation.....	0.42	0.57
Taux des salaires (\dot{W}).....	0.39	0.18

* L'indice de déflation inhérent pour les biens de consommation non durables (\dot{P}_{ND}) est employé dans le modèle RDXI.

Les deux modèles font ressortir l'impact important produit au Canada par l'inflation étrangère sur les prix à la consommation et l'indice de déflation GNE, à des échelons donnés de la demande globale. Les effets implicites sur les salaires sont cependant d'un tout autre ordre: dans le modèle RDXI, les effets sur les salaires peuvent être qualifiés de relativement importants, alors que dans le modèle TRACE, ils sont franchement faibles. Cette variation reflète l'impact beaucoup plus important que les prix à la consommation produisent sur les salaires dans le modèle RDXI.

Il nous est évidemment impossible de comparer directement ces résultats aux nôtres puisque les indices des prix et des salaires sont à un niveau d'agrégation plus élevé. Comme on peut supposer que les prix et les salaires du secteur manufacturier sont plus sensibles aux influences étrangères que la plupart des autres prix et salaires du système économique, les résultats obtenus en matière de prix dans les deux modèles et les résultats touchant les salaires dans le modèle RDXI ne semblent pas différer grandement des conclusions auxquelles nous sommes arrivés avec comme hypothèse la rigidité du taux de change.

On pourrait attribuer la faible influence internationale exercée sur les salaires que fait ressortir cette version du modèle TRACE à l'effet extrêmement faible des prix à la consommation dans l'équation des salaires. Nous sommes cependant d'avis que ce résultat ne tient pas suffisamment compte des répercussions à long terme de l'inflation étrangère sur les salaires canadiens, d'autant plus que les preuves selon lesquelles les prix à la consommation influent fortement sur les salaires canadiens se font de plus en plus nombreuses.

Contrairement aux équations élaborées par ces deux modèles économétriques à grande échelle, les équations des prix et des salaires mises au point par Bodkin et ses collaborateurs tiennent compte des influences directes des salaires et des prix en vigueur aux Etats-Unis. Ils ont exposé dans leur étude les valeurs des solutions s'appliquant au taux de change des prix et salaires au Canada, par rapport aux salaires en vigueur à l'étranger. Les solutions tirées des équations préférées de prix et de salaires de ces auteurs sont les suivants¹⁸:

$$\dot{P}_C = .539 \dot{W}_{us} + 1.038 \dot{F}$$

$$\dot{W} = .496 \dot{W}_{us} + .453 \dot{F}$$

D'après ces équations, si les prix étrangers et les salaires en vigueur aux Etats-Unis s'accroissent de 1 pour cent, au Canada les salaires seront à la longue majorés de 0.95 pour cent et les prix de 1.57 pour cent.

Ces équations supposent par conséquent des effets à long terme qui sont beaucoup plus importants que les effets les plus forts tirés de nos équations, et, il va sans dire, beaucoup plus importants que les effets dérivés des modèles RDXI et TRACE.

Il nous semble, néanmoins, que ces résultats exagèrent considérablement les effets de l'inflation étrangère, pour les raisons suivantes.

1. La spécification de l'équation des prix soulève le problème d'un rapport falsifié entre la variation courante de l'indice des prix et sa valeur décalée. Etant donné que cette variable a été définie comme une variation chevauchant sur quatre trimestres, les fluctuations de prix se produisant pendant trois trimestres sont nécessairement communes à \dot{P}_t et \dot{P}_{t-1} . Ceci sera de nature à entraîner une forte majoration artificielle du coefficient affectant \dot{P}_{t-1} ¹⁹, ce qui à son tour suscitera, probablement, une déviation ascendante de tous les effets à long terme. Ces perspectives faussées entraîneront par conséquent une exagération de l'influence à long terme des prix internationaux.
2. Dans l'équation des prix déterminant les prix à la consommation, l'omission des prix des matières premières

¹⁸ Voir Bodkin et collaborateurs (1966), p. 171. Il s'agit des valeurs chiffrées tirées des équations (5.1e) et (5.36e).

¹⁹ En termes économétriques, l'application d'une moyenne mobile sur quatre trimestres aura pour effet d'introduire une forte corrélation en série positive dans le terme d'erreur de l'équation transformée. Cela confèrera une déviation à la hausse au coefficient de la variable dépendante décalée.

achetées entraînera probablement une surestimation des effets produits par les prix étrangers. En l'absence des prix d'achat des matières premières, les prix étrangers peuvent remplir la fonction de variable de substitution aux effets qu'ils entraînent.

3. Qu'on n'ait pas tenu compte dans l'équation des prix des effets de la demande excédentaire occasionnera probablement des déviations à la hausse dans les coefficients des prix étrangers, vu la corrélation qui existe entre les demandes globales des deux pays.

Compte tenu de ces divers problèmes, nous en arrivons à la conclusion que les estimations basées sur les équations de Bodkin et de ses collaborateurs comportent probablement une exagération appréciable des effets directs des prix et salaires internationaux, ce qui explique que nous ne puissions comparer leurs résultats aux nôtres ou aux résultats tirés des deux modèles globaux.

RESUME

L'examen de ces comparaisons nous permet de conclure que les calculs basés sur nos propres équations fournissent une illustration valable de l'impact produit par les prix et les salaires en vigueur à l'étranger sur l'inflation que connaît le secteur manufacturier de notre économie. Cependant, nous nous devons de faire une dernière mise en garde. Tout au long de nos calculs, nous avons présumé que les effets produits sur la demande par l'inflation étrangère sont neutralisés. Si, et il est probable que ce soit le cas, cette neutralisation ne se produisait pas dans la réalité, les pressions inflationnistes seraient vraisemblablement beaucoup plus fortes. En effet, étant donné la sensibilité extrême des prix relatifs des importations et des exportations canadiennes et la possibilité que la masse monétaire soit elle-même en partie endogène, ce qui lui fera suivre les variations des taux d'intérêt à l'étranger, il ne serait pas surprenant que l'impact global de l'inflation étrangère soit sensiblement plus fort que ne le laisse présager nos calculs. Il serait extrêmement révélateur de procéder à un examen des influences de l'inflation étrangère transmises par ces canaux, en ayant recours à l'un des modèles économétriques à grande échelle.

Chapitre neuf

COMPARAISONS INTERNATIONALES

Nous avons étudié jusqu'à maintenant l'importance de la propagation internationale des variations des salaires et des prix. Ceci nous a fourni un motif pour étudier les facteurs qui déterminent les salaires et les prix aux Etats-Unis; il nous faudrait aussi cependant souligner les ressemblances et divergences qui existent entre l'évolution des salaires et des prix dans les deux pays. C'est ainsi sans doute que les Canadiens pourront mieux juger s'il y a lieu d'imiter les politiques américaines qui ont été couronnées de succès dans ce pays, ou, au contraire, s'il y a lieu de les éviter. Notre analyse doit forcément être qualitative puisque les équations industrielles estimées pour les deux pays diffèrent beaucoup quant au champ d'observation et quant à la comparabilité.

COMPORTEMENT DES SALAIRES

Dans le cas des équations des salaires, on note une différence frappante. Elle concerne la réaction des salaires aux changements des prix à la consommation. Les modèles centrés

sur la répercussion, en termes prévisionnels, des prix à la consommation donnent des résultats divergents, dans les deux pays. Au Canada les coefficients des prix sont ordinairement proches de l'unité et concordent donc en général avec l'hypothèse prévisionnelle de Friedman (1968). Au contraire, les coefficients de prix sont beaucoup plus bas aux Etats-Unis (de 0.4 environ), et, statistiquement, ils sont inférieurs à l'unité de façon significative. A cet égard nos résultats au niveau des industries concordent en général avec les résultats obtenus au niveau global par Turnovsky (1972) et Turnovsky et Wachter (1972), qui avaient étudié la répercussion des prévisions des prix sur l'évolution des salaires dans les deux pays, ainsi qu'avec les résultats d'autres études d'ensemble¹.

Puisque nous ne disposions pas de statistiques trimestrielles de prévision directe, nous n'avons pas élaboré de formulation explicite des modèles au plan d'une théorie prévisionnelle. Nos formulations et nos résultats peuvent cependant nous apporter des preuves indirectes. On se rappellera que pour les équations canadiennes, nous avons posé que les changements courants des salaires résultant de négociations étaient fonction des variables explicatives courantes, changements de prix inclus. En outre, Turnovsky constatait dans une étude antérieure (1970) que durant la période de 1962 à 1969, les prévisions avaient suivi d'assez près les changements des prix, ce qui aurait indiqué que les changements des prix peuvent servir de substitut aux prévisions, ne soit-ce que grossièrement². S'il en est ainsi,

¹ Voir par exemple Gordon (1970, 1971), et Helliwell et collaborateurs (1969).

² De fait, dans l'équation la plus juste, la tendance des fluctuations des prix du passé immédiat constituait aussi une importante variable explicative. Cependant nous estimons que quand nos pondérations d'après les conventions seront appliquées à la variable, cela n'ajoutera pas grand-chose aux changements des prix courants pondérés d'après les conventions collectives. En outre, si nous avons supposé qu'une sorte quelconque de décalage réparti sur les prix comporte des effets prévisionnels, l'emploi de pondérations en fonction des conventions, et l'ajustement des données qu'elles entraînent, introduiraient de graves imprécisions à cause de la multicollinéarité.

on peut conclure que l'importance de l'IPC dans les équations canadiennes est attribuable en grande partie à un effet prévisionnel. Ainsi, que plusieurs coefficients des prix au niveau des industries soient proches de l'unité est une conclusion généralement compatible avec le phénomène d'ensemble.

D'autre part, les résultats concernant les prix au niveau des industries aux Etats-Unis, obtenus en utilisant ce modèle simple de "prévision par substitution", ont été tellement faibles que nous avons décidé d'utiliser une définition entièrement différente qui tient compte de l'importante institution que sont les clauses d'échelle mobile d'ajustement des salaires dans les conventions collectives³. Quant aux travailleurs américains qui ne bénéficient pas d'une telle clause protectrice nous supposons que l'ajustement en fonction des prix à la consommation prend la forme d'augmentations de base décroissante, afin de compenser les taux d'inflation qui dépasseraient ceux de la convention précédente. Le fait que ces formulations s'appliquent beaucoup plus efficacement que la simple formulation prévisionnelle au niveau des industries explique en partie pourquoi le coefficient des prix des modèles prévisionnels est si faible aux Etats-Unis. Si la forme de la variable indépendante est mal définie, il s'introduit de graves erreurs de calcul qui peuvent fausser les coefficients de régression partielle en les réduisant presque à zéro.

Il est difficile de comprendre pourquoi les négociations salariales au Canada sont si fortement influencées par l'évolution des prix courants à la consommation (et donc probablement par les prévisions quant aux prix), tandis qu'aux Etats-Unis la réaction aux changements des prix des salaires ne bénéficiant pas de la clause d'échelle mobile est essentiellement déterminée par les antécédents. La corrélation marquée entre les indices des prix à la consommation du Canada et des Etats-Unis, ainsi que la conclusion à laquelle sont arrivés Turnovsky et Wachter que les prévisions améri-

³ Contrairement au Canada, où les conventions collectives comportant des clauses d'échelle mobile visent moins de 20 pour cent des travailleurs auxquels s'appliquent les principales conventions collectives, la proportion de travailleurs bénéficiant de telles clauses aux Etats-Unis atteignait près de 40 pour cent des travailleurs et ce, au milieu des années 1960.

caines des prix semblent jouer plus fortement sur l'évolution des salaires au Canada qu'aux Etats-Unis, en est peut-être un indice⁴. Dans une économie ouverte, il se peut qu'un comportement prévoyant à l'égard de l'évolution internationale des prix puisse avoir quelque importance, et en l'absence de variable qui mesure explicitement ce facteur, le changement courant de l'indice des prix à la consommation pourrait servir de substitut. Toutefois, nous ne proposons cette explication qu'à titre provisoire, puisqu'aucune recherche sur les effets des prévisions de changements des prix à l'étranger au niveau des industries n'a été faite.

Néanmoins, ces conclusions sont aussi compatibles avec les résultats globaux des études de Turnovsky, et de Turnovsky-Wachter. On s'est penché aussi, dans ces études, sur la question suivante: dans quelle mesure les écarts entre les changements de prix réels et prévus, qui en fait compensent les erreurs de prévision commises dans le passé, déterminent aussi les variations salariales? La conclusion à laquelle sont arrivés ces deux chercheurs a été que si ce phénomène de "rattrapage" est de toute évidence important dans les deux pays, il l'est beaucoup plus aux Etats-Unis, où de fait il domine l'effet des prévisions. C'est précisément la conclusion à laquelle nous arrivons dans la présente série d'équations concernant les Etats-Unis.

Une différence moins importante quant à la fixation des salaires dans les deux pays concerne les variables de la demande en main-d'oeuvre. Au Canada, le taux de chômage en soi ne semble pas jouer de rôle important dans le processus de négociation, tandis qu'il exerce parfois une influence importante sur les négociations aux Etats-Unis. En outre, dans l'équation d'ensemble concernant l'industrie manufacturière aux Etats-Unis, l'effet du chômage s'exerce dans le sens prévu et, à longue échéance, exerce un effet marqué sur le taux d'inflation salariale.

Au contraire, au Canada, le taux de chômage semble n'influencer que la tendance salariale⁵; cette variable ne semble pas influencer les taux de salaires négociés. Au niveau des industries, la conjoncture de la demande sur le marché du

⁴ La corrélation simple entre les changements des prix est d'environ 0.9, lorsque l'on emploie des variables pondérées selon les conventions collectives.

travail a une répercussion positive sur les taux de salaires négociés dans neuf industries sur un total de 15, mais dans sept de ces industries, c'est le changement procentuel de l'emploi de la main-d'oeuvre directe qui constitue la variable importante. Ces conclusions sont également confirmées par les résultats d'ensemble concernant le secteur manufacturier au Canada.

Plusieurs raisons peuvent être invoquées pour expliquer les écarts qui séparent ces résultats. Les fluctuations dans la population active ont récemment exercé un effet puissant sur les taux de chômage au Canada. On peut difficilement prévoir que l'aggravation du chômage provoquée par l'augmentation du taux de croissance de la population active exerce à court terme le même effet sur les négociations salariales que le même degré de chômage résultant du licenciement de travailleurs expérimentés (en particulier de travailleurs syndiqués).

Le rôle de la concurrence internationale actuelle ou en puissance a évidemment plus d'importance pour l'industrie manufacturière type au Canada que pour son homologue américaine. Par conséquent, la concurrence possible de la main-d'oeuvre étrangère peut avoir plus d'importance aux yeux du syndicat que la concurrence possible des chômeurs du pays. Dans une économie ouverte, les changements qui se révèlent dans la demande pour la main-d'oeuvre contrôlée en tout ou en partie par un syndicat, tels que démontrés par la variation dans l'emploi dans l'industrie en question peuvent par conséquent exercer un effet plus important que les excédents globaux ou la pénurie de main-d'oeuvre.

Enfin, le syndicalisme est beaucoup plus répandu et la concentration des entreprises est beaucoup plus forte dans l'industrie manufacturière type au Canada. En conséquence, on pourrait s'attendre à ce que l'évolution des salaires au Canada se rapproche davantage du modèle de négociation purement bilatéral, exposé au chapitre deux, que ne le ferait le comportement des salaires aux Etats-Unis. Rappelez-vous que dans ce modèle, c'est la variation dans l'emploi plutôt que

⁵ Voir le Tableau XVI au chapitre trois. Notez que, sauf pour les industries diverses et pour celle du cuir, seul l'écart entre la valeur courante de la variable du chômage et sa contrepartie pondérée par les conventions sont d'importance.

le niveau du chômage qui constituait la variable-clé de la demande sur le marché du travail.

La dernière différence qu'il reste à expliquer concerne l'effet des salaires étrangers sur les salaires canadiens. Contrairement à celles étudiées plus haut, cependant, cette différence se situe dans la spécification des modèles utilisés plutôt que dans les résultats empiriques obtenus. Les équations des salaires pour les Etats-Unis n'ont pas été calculées avec la variation des salaires étrangers comme variable indépendante.

Entre les équations pour les deux pays, nous avons trouvé trois importantes similitudes de comportement. Premièrement, dans les deux pays, l'utilisation de la formule de pondération fondée sur un décalage d'après les conventions collectives a abouti à un ajustement statistique plus précis, ce qui indique que cet élément institutionnel, attribuable à l'existence de syndicats ouvriers, est important. Deuxièmement, au niveau des industries, il importe de tenir compte des liaisons interindustrielles, et ce, encore une fois, dans les deux pays.

Enfin, le taux de profit joue un rôle important dans les deux pays, ce qui apporte une nouvelle confirmation aux conclusions théoriques et empiriques d'auteurs antérieurs⁶. Dans les deux pays, donc, on peut prévoir que les variations de la demande sur le marché des denrées influenceront l'évolution des salaires; on peut s'attendre aussi à ce que les mesures politiques qui influencent les taux de rendement aient aussi des répercussions sur les taux de salaires.

RESULTATS QUANT A LA PRODUCTIVITE

Passons maintenant à la comparaison des résultats obtenus quant à la productivité dans les deux pays. Evidemment, il serait fastidieux et peu utile de présenter une comparaison exhaustive de tous les éléments en heures-hommes que nous avons calculés. Nous restreignerons donc nos observations à deux aspects de ces résultats. Premièrement, nous présenterons une comparaison complète pour l'ensemble du secteur manufacturier. Deuxièmement, nous comparerons les tendances de productivité calculées pour le total des heures-hommes,

⁶ Voir Levinson (1960), Eckstein-Wilson (1962), Eckstein (1964).

dans les diverses industries des principaux groupes. Toutefois, bien que nous ne présentions pas d'exposé complet, nous pouvons affirmer que les deux séries de résultats sont remarquablement conformes pour les deux pays; ceci est particulièrement vrai pour l'ensemble du secteur manufacturier.

Dans le Tableau L, nous avons énuméré les élasticités à court et à moyen terme, ainsi que les augmentations de la productivité des divers éléments des heures-hommes au Canada et aux Etats-Unis⁷. Il faut souligner que puisqu'aucune équation concernant les Etats-Unis n'a été calculée pour M_G , soit le total des heures normales de travail pour l'ensemble de la main-d'oeuvre, notre comparaison se borne aux cinq premiers groupes. Nous devons aussi faire remarquer que les équations concernant le Canada ont été calculées en utilisant la formulation logarithmique, tandis que la formulation linéaire a été employée pour les équations américaines. Il en résulte que les élasticités calculées pour le Canada restent constantes pour toute la période de sondage, tandis que les élasticités des Etats-Unis varient selon l'époque; celles qui ont été rapportées datent du premier trimestre de 1960, soit du milieu de la période⁸.

Pour les élasticités à court terme de l'emploi, les estimations des divers éléments sont très rapprochées. L'élasticité des heures de travail régulières de la main-d'oeuvre directe est de 0.56 pour le Canada et de 0.55 pour les Etats-Unis; pour les agrégats, les élasticités sont respectivement de 0.67 et 0.60. Ce petit écart est attribuable au fait qu'à court terme la main-d'oeuvre à temps supplémentaire est un peu plus élastique au Canada qu'aux Etats-Unis (3.58 comparé à 3.18).

⁷ Rappelons que "court terme" se rapporte à un trimestre, et "moyen terme" à quatre trimestres. L'élasticité à long terme est posée comme étant l'unité.

⁸ Voir l'étude de ces deux formes fonctionnelles à la troisième section du chapitre deux, ainsi qu'aux chapitres quatre et six. Notons que tout en choisissant la formulation logarithmique pour le Canada, nous avons aussi estimé les équations selon la formulation linéaire. Les élasticités calculées au milieu de la période de sondage étaient pour tout dire identiques à celles rapportées ci-dessus.

Cette uniformité vaut également pour les élasticités à moyen terme, pour lesquelles on a obtenu des estimations à peu près identiques quant aux heures supplémentaires de la main-d'oeuvre directe et quant aux heures normales de travail de la main-d'oeuvre indirecte. L'élasticité totale à moyen terme au Canada est de 0.94, légèrement plus forte que celle des Etats-Unis (0.85). Cet écart est surtout attribuable au fait qu'en longue période, la réaction qui se concentre dans l'utilisation de la main-d'oeuvre directe est plus forte au Canada qu'aux Etats-Unis.

Pour résumer les quatre premières colonnes du Tableau L, nous pouvons affirmer que dans l'ensemble, à court et à moyen terme, l'emploi est un peu plus élastique au Canada qu'aux Etats-Unis. A court terme, l'écart résulte de la différence entre les élasticités du travail supplémentaire de la main-d'oeuvre directe, et, à moyen terme, il est attribuable à la plus forte élasticité de l'emploi de la main-d'oeuvre directe en horaire régulier.

Les deux dernières colonnes nous apprennent que les augmentations globales de la productivité de la main-d'oeuvre dans les deux pays sont à peu près identiques, soit 3.33 et 3.31. En outre, le schéma est à peu près semblable dans les diverses catégories de main-d'oeuvre; dans les deux pays, le travail en heures supplémentaires accuse de fortes hausses de productivité, tandis que la main-d'oeuvre indirecte a une productivité fort inférieure à la moyenne. Dans ces deux catégories, la productivité a accusé une hausse au Canada par rapport aux Etats-Unis. Cependant cette hausse a été compensée par l'augmentation de la productivité des heures normales de travail de la main-d'oeuvre directe aux Etats-Unis, par rapport au Canada.

Au Tableau LI nous avons présentés les tendances de la productivité pour le total des heures-hommes dans les 14 principaux groupes d'industries des deux pays⁹. Les schémas qui résultent de ces chiffres sont aussi assez semblables dans les deux cas. Si nous adoptons la convention proposée au chapitre quatre et qui consiste à partager les industries en groupes de haute, moyenne et faible productivité, selon que leur tendance à la hausse est supérieure de plus de 0.5 pour cent, supérieure ou inférieure de 0.5 pour cent, ou inférieure de plus de 0.5 pour cent à la hausse générale de productivité de tout le secteur manufacturier, nous constatons que

les résultats, règle générale, concordent. Ainsi, d'après ce critère, l'industrie du textile, le pétrole et le charbon, et les produits chimiques tombent dans la première catégorie pour les deux pays. Le tabac, qui se trouve aussi dans cette catégorie au Canada, descend au premier rang du groupe mitoyen pour les Etats-Unis. A l'autre extrémité de l'échelle, les aliments et boissons, le cuir, le papier, l'imprimerie et l'édition, les minéraux non métalliques, ne font montre que de faibles hausses de productivité dans les deux pays. Le vêtement et le bois, qui sont dans la catégorie de faible accroissement au Canada, sont dans le groupe moyen aux Etats-Unis: par contre les métaux, qui sont dans le groupe moyen au Canada, n'accusent que de faibles hausses de productivité aux Etats-Unis. Cette concordance générale de la structure des augmentations de la productivité dans les industries se répercute aussi dans le coefficient simple de corrélation des tendances de productivité, qui est de 0.72.

Les différences existent, et il serait utile de savoir dans quelles industries le Canada a réalisé gains ou pertes relatifs de productivité. En considérant qu'un écart de 0.5 des tendances de productivité indique une amélioration ou une diminution relatives de la productivité, selon le cas, nous pouvons constater que le Canada a vu augmenter sa productivité par rapport aux Etats-Unis dans cinq industries: tabac, cuir, textile, imprimerie et édition, et métaux; que d'autre part sa productivité a augmenté à un degré moindre que celle des Etats-Unis pour le vêtement, le bois, et le matériel de transport. Enfin, notons que pour les autres industries, l'accroissement de la productivité a été à peu près égal.

COMPORTEMENT DES PRIX

Les modèles généraux de fixation des prix au niveau des industries dans les deux pays diffèrent à deux égards. Pre-

⁹ Rappelons que les équations concernant les Etats-Unis ont été calculées pour 19 industries du groupe à deux chiffres. Lorsqu'il le fallait, nous avons calculé la moyenne des estimations réalisées pour les industries américaines afin d'en arriver à des estimations comparables à celles obtenues pour le Canada. Comme il n'existe pas aux Etats-Unis d'industrie comparable aux "industries diverses" du Canada, celles-ci ont été exclues de la comparaison.

mièrement, on tient compte des répercussions directes des prix américains sur les prix des industries correspondantes au Canada, alors que les fluctuations des prix étrangers n'atteignent le système américain que par leurs répercussions sur le prix des matières premières achetées et sur la demande excédentaire. En second lieu, on tient compte pour les Etats-Unis des effets de besoins internes en financement et des taux d'intérêt intérieurs. Pour le Canada, nous n'avions pas de statistiques sur la variable du financement, et le taux d'intérêt n'a été compris que dans l'équation d'agrégation.

A d'autres égards, les modèles généraux peuvent être qualifiés de modèles de fixation des prix à marge théorique variable, la variabilité provenant (a) de ce que ces prix réagissent à l'excédent ou au déficit de la demande, et (b) du processus d'ajustement par lequel les prix réagissent aux changements de coûts avec un certain décalage échelonné. Les modèles supposent donc qu'à longue échéance les prix sont fixés en vue d'une marge théorique, supérieure au coût unitaire (dans le cas du Canada la marge théorique dépend des prix des Etats-Unis), tandis qu'à court terme les fluctuations de prix sont influencées par l'excédent de demande et le décalage dans l'ajustement des prix aux écarts entre les marges théorique et réelle.

Sans tenir compte de l'influence des prix américains sur les prix canadiens et des variables de coût en capital et de besoins en capital, il convient de noter que les autres variables (excédent de la demande, coûts unitaires normaux de la main-d'oeuvre, prix des matières premières achetées) jouent un rôle important dans les deux pays.

Les résultats des équations des prix pour l'industrie manufacturière des deux pays sont tout à fait comparables (voir le Tableau LII). La demande excédentaire entre en ligne de compte dans les deux équations, bien qu'elle ait été mesurée par des variables différentes (les déséquilibres des stocks et des commandes sur carnet sont significatifs pour le Canada, tandis qu'aux Etats-Unis ce sont les nouvelles commandes par rapport aux ventes qui le sont). La réaction des prix aux fluctuations des coûts unitaires de la main-d'oeuvre est très semblable. A court terme, les fluctuations de ces coûts sont absorbées en grande part par une baisse des marges de profit; à long terme, elles sont décalées d'un montant à peu près égal dans les deux pays.

Les prix d'achat des matières premières nécessaires à la production ou des matériaux sont aussi importants dans les équations pour le secteur manufacturier des deux pays. Cependant, si les coefficients à court terme sont à peu près semblables, la réaction à long terme est beaucoup plus forte aux Etats-Unis qu'au Canada, quoiqu'alors les coefficients canadiens peuvent être influencés par la présence des prix internationaux dans l'équation canadienne des prix.

Enfin, l'importance des taux d'intérêt et des besoins internes en liquidités aux Etats-Unis a pour pendant l'importance des taux d'intérêts et de la fiscalité au Canada¹⁰.

En prenant les équations des industries dans leur ensemble, nous pouvons relever aussi nombre de ressemblances. Les variables des coûts et celles de la demande ont une importance au moins marginale dans la plupart des industries étudiées. Le groupement des réactions à court et à long terme aux fluctuations des coûts de la main-d'oeuvre donne des résultats très rapprochés et confirment les résultats des équations pour le secteur manufacturier. Les élasticités des prix à court terme provoquées par les fluctuations du prix des entrées sont semblables, mais l'influence à long terme du prix des matières premières est beaucoup plus considérable aux Etats-Unis, ce qui traduit peut-être la répercussion importante des prix internationaux sur la situation au Canada. Cependant, rappelons que nous avons eu tendance à obtenir de très fortes élasticités pour les prix des matières premières dans plusieurs industries des Etats-Unis, ce qui trahit sans doute la limitation de nos données¹¹.

A tout prendre, cependant, les équations des prix calculées pour le Canada au niveau des industries sont à la fois plus complètes et plus satisfaisantes au point de vue statistique que les équations correspondantes pour les Etats-Unis. Ceci est probablement dû à deux facteurs. Premièrement, les données fondamentales des prix pour l'industrie manufacturière

¹⁰ Notez que nous faisons référence ici aux tests supplémentaires présentés à la fin du chapitre cinq.

¹¹ Par suite de cette difficulté, les équations américaines des prix ont été calculées avec des contraintes imposées aux variables des coûts dans quatre cas.

canadienne sont des indices du prix de vente industriel qui peuvent facilement faire l'objet d'un regroupement. Au contraire, les données fondamentales des prix américains sont des indices calculés à partir des marchandises plutôt qu'à partir des industries, et les indices de prix industriels calculés d'après ces données sont probablement moins exacts que la série canadienne correspondante. Deuxièmement, nous avons constaté que les prix internationaux jouent un rôle déterminant dans le secteur manufacturier et dans nombre d'industries au Canada, ce qui augmente la valeur explicative des équations des prix pour ces industries.

Dans l'ensemble, les écarts les plus importants entre le comportement des salaires et des prix dans les deux pays semblent largement attribuables à l'ouverture de l'économie canadienne par rapport aux Etats-Unis. D'autre part, à quelques exceptions près, les résultats obtenus pour les deux pays sont assez comparables et assez compatibles avec les modèles théoriques construits au chapitre deux; ils nous assurent une solide confirmation empirique des modèles employés.

TABLEAU L

Comparaison entre les élasticités en heures-hommes et les tendances de productivité au Canada et aux Etats-Unis, pour l'ensemble du secteur manufacturier

Catégorie de la main-d'oeuvre	Elasticité à court terme de l'emploi, quant à la production		Elasticité à moyen terme de l'emploi, quant à la production		Tendance de l'accroissement à la productivité, en taux annuels	
	Canada	E.-U.	Canada	E.-U.	Canada	E.-U.
M_1						
Main-d'oeuvre directe, total des heures de travail	0.79	0.76	1.09	1.03	3.65	3.94
M_2						
Main-d'oeuvre directe, heures régulières de travail	0.56	0.55	1.01	0.90	3.38	3.90
M_3						
Main-d'oeuvre directe, heures supplémentaires de travail	3.58	3.18	2.21	2.26	5.78	5.04
M_4						
Main-d'oeuvre indirecte, heures de travail	0	0	0.31	0.30	2.36	1.42
M_5						
Ensemble de la main-d'oeuvre, Total des heures de travail	0.67	0.60	0.94	0.85	3.31	3.33

TABLEAU LI

Comparaison des tendances de la productivité par rapport
au total des heures-hommes au Canada et aux Etats-Unis*

	<u>Canada</u>	<u>E.-U.**</u>
Ensemble du secteur manufacturier.....	3.31	3.33
Aliments et boissons.....	2.51	2.82
Tabac.....	5.32	3.74
Caoutchouc.....	3.09	3.23
Cuir.....	2.72	1.83
Textile.....	5.24	4.00
Vêtement.....	2.14	3.23
Bois.....	2.39	3.40
Papier.....	2.07	2.49
Imprimerie et édition.....	2.44	1.73
Métaux.....	3.18	2.19
Matériel de transport.....	2.90	3.65
Minéraux non métalliques.....	2.16	2.38
Pétrole et charbon.....	4.12	4.43
Produits chimiques.....	5.16	5.15

* Toutes les quantités sont au taux annuel.

** Les tendances de croissance des Etats-Unis ont été
calculées au milieu de la période.

TABLEAU LII

Comparaisons entre le Canada et les Etats-Unis: élasticités
des prix en regard des fluctuations des coûts unitaires

		<u>Canada</u>	<u>E.-U.</u>
A. D'après l'équation pour l'ensemble du secteur manufacturier			
Coûts unitaires de la main-d'oeuvre	A court terme	0.10	0
	A long terme	0.43	0.48
Prix des facteurs de production	A court terme	0.19	0.17
	A long terme	0.16	0.29
B. D'après l'agrégation des équations des industries			
Coûts unitaires de la main-d'oeuvre	A court terme	0.10	0.12
	A long terme	0.32	0.33
Prix des facteurs de production	A court terme	0.23	0.19
	A long terme	0.29	0.53

Chapitre dix

CONCLUSIONS ET CONSEQUENCES EN MATIERE DE POLITIQUE

En guise de conclusion, penchons-nous sur la signification profonde de nos vastes résultats économétriques face aux politiques économiques qu'ils concernent.

La première question se rapporte à l'évolution théorique récente de certains écrits en ce qui a trait à l'existence et à la stabilité des courbes d'options du genre Phillips. A ceci se rattache la problématique de l'existence d'un taux unique de chômage "normal", compatible avec la stabilité des salaires ou avec des taux réguliers d'augmentation salariale, en l'absence de la courbe de Phillips.

Tant au Canada qu'aux Etats-Unis, l'évolution des salaires à court terme est règle générale sensible aux conditions de la demande régnant dans leurs marchés respectifs de la main-d'oeuvre, ce qui donne lieu à une option à court terme entre la diminution du chômage et l'accroissement des taux d'inflation salariale¹. Cependant, étant donné que les augmentations salariales semblent devoir être considérablement absorbées à court terme, la substituabilité à court terme en-

tre le chômage et les taux croissants de majorations des prix sera considérablement amoindrie.

Toutefois, comme les fluctuations des prix à la consommation entrent dans les équations salariales des deux pays, la relation à court terme entre les taux d'inflation et les niveaux de chômage changera presque certainement avec le temps. Voyons, par conséquent, s'il existe un équilibre stable entre ces variables, équilibre vers lequel le système convergerait, si le taux de chômage se maintenait à un niveau donné.

Nos équations salariales démontrent que la réponse à cette question n'est pas la même pour les deux pays. En accord avec les conclusions d'un nombre croissant d'études empiriques, nous pouvons conclure qu'il existe un phénomène d'incompatibilité partiel à long terme entre le chômage et la hausse des salaires aux E.-U. Nous devons insister sur l'adjectif "partiel", parce que d'autres variables, particulièrement les profits, jouent également un rôle important. Par suite de l'effet relativement faible des prix à la consommation sur les salaires aux Etats-Unis, ce phénomène d'incompatibilité est relativement stable, en ce sens qu'il existe à long terme et ne diffère fondamentalement pas du phénomène immédiat d'incompatibilité.

La situation à long terme dans l'industrie manufacturière canadienne est complètement différente. Au niveau de l'en-

1 L'inclination de la courbe d'options à court terme entre les variations salariales et le chômage est donnée par $(a_1 + k_{tt} a_2)$, où a_1 , a_2 sont les coefficients de U_t^{-1} et de $(U_t^{-1})^*$ dans l'équation des salaires, et k_{tt} , le pourcentage de la main-d'oeuvre directe à l'époque t , liée par des contrats négociés à ce moment-là. On se souviendra que, pour l'ensemble de l'industrie manufacturière au Canada, nous avons obtenu $a_1 < 0$, $a_2 > 0$ avec $a_1 + a_2 < 0$, en supposant une relation inverse à long terme. Cependant, comme k_{tt} est remarquablement proche de 0.10, les grandeurs estimées de a_1 et a_2 sont telles que $(a_1 + k_{tt} a_2) > 0$, supposant une substituabilité négative à court terme. De même, les modèles de changement dans l'emploi supposent un phénomène d'incompatibilité positif à court terme entre le taux d'inflation salariale et celui du taux de variation de l'emploi.

semble, certains effets négatifs du chômage s'exercent sur les changements de salaires négociés. Ceci peut être une conséquence des difficultés d'agrégation, vu qu'au niveau des industries, la variable importante du marché du travail est précisément la variation dans l'emploi de l'industrie en question. Lorsque le chômage se répercute sur les salaires au niveau des industries, son influence se limite à la tendance salariale et n'affecte aucunement les taux de salaires négociés.

Contrairement aux Etats-Unis, la fluctuation des prix à la consommation a une répercussion importante sur la variation des salaires au Canada. Considérés dans leur ensemble, ces résultats portent à croire qu'il n'existe aucun phénomène d'incompatibilité qui soit stable entre les taux d'augmentation salariale et ceux du chômage, pour l'industrie manufacturière canadienne. En outre, ils donnent également à penser que le taux de l'inflation dans l'industrie manufacturière est peut-être indépendant du taux de chômage, en soi, et qu'il n'y aurait donc pas de taux unique de chômage "normal" qui soit compatible avec des taux stables d'inflation dans ce secteur.

Passons maintenant à la question de l'importance relative des influences internationales directes. La plupart des observateurs croient que l'évolution des prix internationaux a une forte répercussion sur l'inflation au Canada: il nous semble cependant important d'identifier les divers canaux par lesquels cette influence se fait sentir. Cette influence peut agir:

- (a) par les effets de la demande globale agissant de par les répercussions de variations de prix sur la demande en produits d'exportation canadiens;
- (b) par les répercussions monétaires qui résultent de variations dans la balance des paiements sous un régime de cours de change fixe;
- (c) par les effets de la poussée par les coûts qui se font sentir de par l'augmentation du prix des importations;
- (d) par des influences directes sur les prix fixés par les entreprises canadiennes; et
- (e) par des influences directes sur les négociations salariales au Canada.

La présente étude a apporté des preuves permettant de définir la force des influences internationales qui se font sentir par voie des trois derniers canaux. L'ampleur de ces effets directs est importante, vu qu'ils supposent une réaction rapide à l'évolution des salaires et des prix internationaux, et que leur répercussion sur les prix intérieurs ne peut être neutralisée par des ajustements de la politique macro-économique canadienne, lorsque le cours du change est fixe, sans qu'il n'en résulte une diminution dans l'emploi. Ainsi, l'importance des effets directs fournit une indication de combien l'inflation est hors de notre contrôle dans un régime de taux de change fixes, et sert à mettre en lumière les avantages possibles de l'adoption d'un système flexible de taux de change.

La série des équations salariales ainsi que celle des équations des prix donnent à entendre que, dans le secteur manufacturier, ces influences internationales directes sont importantes. La série des équations des prix suggère que l'effet immédiat d'un changement de un pour cent des prix américains entraîne une augmentation des prix canadiens d'au moins deux dixièmes pour cent. L'équation globale des salaires met en évidence par contre qu'une augmentation de un pour cent des salaires américains produira une augmentation immédiate d'au moins quatre dixièmes pour cent des salaires canadiens. Il est intéressant de souligner que cette dernière estimation est remarquablement compatible avec celle obtenue en totalisant les répercussions internationales des industries du groupe à 2 chiffres, à l'aide de coefficients de pondération de l'emploi.

Si l'on tient compte de l'interaction des prix et des salaires au Canada, et si l'on fait la part de l'effet du changement des prix internationaux sur le coût des matières premières pour le secteur manufacturier canadien, la répercussion à long terme de ces changements sera de toute évidence considérablement augmentée. Comme nous l'avons démontré au chapitre huit, lorsqu'on tient compte de ces répercussions, une augmentation de un pour cent des prix et des salaires à l'étranger élèvera les taux des salaires et des prix dans le secteur manufacturier canadien d'à peu près trois quarts de un pour cent.

Ces résultats nous indiquent donc que l'inflation à l'étranger est une des causes importantes de l'inflation au Canada, au moins sous un régime de taux de change fixes, et

que l'inflation à l'étranger influe directement sur la détermination des prix et sur les négociations salariales au Canada. En conséquence, il peut être nécessaire d'effectuer des réductions dans l'emploi pour neutraliser ces poussées inflationnistes extérieures, si l'on veut freiner l'inflation.

Le troisième point que nous voulons aborder concerne la fameuse question des décalages en réaction aux changements intervenus dans la politique macro-économique. L'ensemble des équations que nous présentons est compatible avec l'option selon laquelle les retards que mettent les prix et les salaires à réagir aux changements de la demande globale sont beaucoup plus longs que les retards dans la réaction de la production réelle. Alors que le schéma temporel de ces réactions ne peut être déterminé que par des analyses de simulation comprenant le système d'équations que nous avons élaboré ainsi qu'un modèle macro-économique de l'économie, les raisons pour lesquelles la réaction des salaires est retardée et prolongée par rapport à celle de la production peuvent être énoncées aisément.

1. Les fonctions de productivité donnent à croire que l'emploi réagit lentement aux fluctuations de la production. En d'autres termes, la demande en main-d'oeuvre, cause déterminante des variations des taux de salaire, suit de loin les variations de la production.
2. La réaction des salaires à tous les déterminants des changements salariaux, à l'exception de ceux qui influent sur la tendance salariale, se prolonge à cause de l'existence de conventions qui s'étendent sur plusieurs trimestres. Il faut donc environ trois ans pour que les effets d'un changement dans un des déterminants des salaires négociés se fassent pleinement sentir dans les salaires étudiés.
3. Alors que la réaction des prix aux prix internationaux, à l'excès de la demande et aux prix des matières premières est raisonnablement prompte, celle des changements des prix aux variations salariales est caractérisée par un retard échelonné passablement long.

Comme résultat de ces trois décalages principaux, la réaction des prix et des salaires à l'évolution de la demande serait plus lente et plus prolongée que leur réaction à la production réelle.

Passons maintenant à la question qui revêt peut-être une importance primordiale à l'heure actuelle, à savoir, la signification profonde de nos résultats par rapport à une politique des prix et des salaires. Avant d'entamer cette discussion, il nous faut souligner le fait que nous ne débattons pas ici l'utilité d'une telle politique à l'heure actuelle, et que nous ne discuterons pas non plus des moyens par lesquels cette politique pourrait être mise en oeuvre de façon efficace.

Premièrement, qu'indiquent nos résultats quant à la praticabilité d'une politique des prix et des salaires? Comme nous l'avons mentionné dans le chapitre un, une condition indispensable pour qu'une telle politique soit efficace, c'est que ceux qui fixent les prix et négocient les salaires jouissent d'un certain pouvoir discrétionnaire sur les prix et les salaires, au moins à court terme. Si les prix et les salaires sont déterminés uniquement par les conditions du marché, une politique des prix et des salaires s'avérerait inutile. Nos résultats s'accordent avec l'opinion selon laquelle certains éléments exercent un pouvoir discrétionnaire sur le marché, bien que les prix et les salaires soient, tous deux, influencés par la demande excédentaire sur les marchés en cause. L'influence directe des prix américains sur les prix canadiens, les données à l'étude quant aux effets des impôts et des taux d'intérêt sur les prix, de même que les données recueillies aux Etats-Unis quant à l'influence des besoins en capital sur les prix, concordent avec l'hypothèse voulant que, dans les limites fixées par les conditions d'accès au marché, les entreprises possèdent un certain pouvoir discrétionnaire sur les prix. L'importance des profits dans la détermination des salaires dans les deux pays, et l'influence directe des salaires américains sur les salaires canadiens, sont également compatibles avec l'hypothèse que les négociations collectives peuvent amener des taux de salaires différents de ceux qui auraient été déterminés par les seules forces du marché. Le fait que l'on doive tenir compte de la répartition des conventions pour expliquer la détermination des salaires indique également que la négociation collective exerce une grande influence sur l'à-propos des variations salariales.

Nos résultats ont donc, à notre avis, fait la preuve de ce que les prix et les salaires sont déterminés par une combinaison des forces traditionnelles du marché et de variables

qui reflètent le pouvoir sur le marché et les positions relatives des entreprises et des syndicats ouvriers en matière de négociation. De même, nous pensons que ces résultats démontrent qu'une politique à ce sujet est possible.

Ces résultats ont également des répercussions intéressantes concernant l'efficacité relative de lignes directrices en matière de prix et de salaires. Puisque l'équation des salaires indique que ceux-ci réagissent fortement tant aux prix à la consommation qu'aux profits des entreprises, toute politique qui réussirait à limiter les prix et les profits serait susceptible d'avoir des effets presque immédiats sur les négociations salariales en cours, bien que la répercussion éventuelle sur les salaires serait retardée à cause du décalage inhérent aux conventions. Par contre, les effets à court terme des variations salariales sur les prix sont très faibles (et les effets à court terme des changements des taux négociés le sont davantage, de ces décalages dûs aux conventions). Une politique efficace des prix qui ne s'accompagne pas de lignes directrices quant aux salaires pourrait donc avoir des effets rapides tant sur les salaires que sur les prix. Par ailleurs, une politique de salaires efficace ne comportant pas de lignes directrices quant aux prix ne pourrait agir immédiatement sur les prix. Comme le facteur temps est de toute première importance dans une politique destinée à enrayer l'inflation, et vu la difficulté accrue d'assurer le respect volontaire des directives si la politique ne produit pas des effets manifestes dans l'immédiat, il s'ensuit que l'application efficace de lignes directrices quant aux prix serait la pierre angulaire d'une politique générale à ce sujet.

Alors que les résultats nous portent à croire qu'une politique de lignes directrices est fondamentalement réalisable, ils indiquent également qu'une politique de principes inflexibles, tout particulièrement une réglementation officielle rigide des salaires et des prix pourrait être dangereuse. A la longue, les prix et les salaires sont tous deux sensibles aux variations subvenues dans les conditions de l'offre et de la demande: ceci démontre que les changements relatifs des prix et des salaires exercent, dans une certaine mesure, une fonction importante de répartition des ressources. Les coûts d'un régime de réglementation et d'application systématique de principes qui affaibliraient cette importante fonction sont manifestes.

La force des liens internationaux, dans les équations des prix et dans celles des salaires, et le rôle important des prix à la consommation dans la détermination des salaires, portent à croire qu'il existe d'autres façons de résoudre le problème de l'inflation lorsque le taux de chômage est passablement élevé.

L'adoption d'une politique de taux flottant du change permettrait au moins de soustraire partiellement l'économie canadienne aux pressions inflationnistes de l'étranger. Toutefois, des mesures plus intentionnelles pourraient également être utiles. Ces mesures pourraient comprendre des réductions tarifaires ou une hausse intentionnelle du taux du change au moyen de combinaisons appropriées de politiques monétaires et fiscales. Ces solutions pourraient alléger la pression à des niveaux donnés de la demande globale.

Finalement, il faudrait accorder une attention particulière aux mesures fiscales destinées à réduire l'inflation des prix à la consommation, à des niveaux donnés de la demande globale. Comme on l'a démontré dans une récente étude², on pourrait s'attendre à ce que des réductions de taxes de vente aient des effets déflationnistes importants sur les prix à la consommation, à des niveaux donnés de la demande réelle; nos conclusions, au niveau des industries, confirment par des procédés empiriques l'analyse présentée dans cette étude. La nature du mécanisme des prix et des salaires dans notre pays suggère que des réductions définitives des taxes de vente produiraient des avantages plus durables se traduisant par des taux moindres d'inflation à des niveaux donnés de la demande globale.

Etant donné que les variations des prix et des salaires semblent exercer, au moins en termes de la direction du mouvement, une fonction appropriée d'affectation des ressources, une politique de lignes directrices complétée par des mesures destinées à améliorer le fonctionnement des marchés semble de beaucoup préférable à n'importe quel régime de réglementation conçu pour remplacer le libre jeu de ces marchés. Par exemple, on pourrait suivre une politique de réductions sélectives des droits de douane, de concert avec une politique de lignes directrices; en outre des lignes directrices touchant les prix pourraient à leur tour être un complément valable à une politique de réduction des taxes de vente.

² Jump et Wilson (1971).

La dernière question à l'étude porte sur les effets possibles de l'impôt direct sur les prix et les salaires. Nos résultats provisoires, pour le secteur manufacturier nous portent à croire qu'un alourdissement du fardeau de l'impôt direct sur le revenu du travail pourrait augmenter la pression ascendante des salaires. Si ce résultat est confirmé par des recherches ultérieures, cela signifierait qu'il serait de beaucoup préférable que le gouvernement restreigne ses dépenses, plutôt que d'augmenter les impôts en vue de diminuer la demande globale et ainsi combattre l'inflation.

Il est plus difficile d'évaluer les répercussions d'un changement possible de l'impôt sur le revenu des sociétés. Les données provisoires dont nous disposons suggèrent que l'effet de cet impôt serait en partie absorbé par des hausses de prix. En même temps, comme une augmentation de l'impôt tend à diminuer les taux des profits nets (impôts déduits), une augmentation des impôts sur le revenu des sociétés servirait à alléger la pression ascensionnelle des salaires par les répercussions qu'elle aurait sur les bénéfices. Cette question mériterait une étude ultérieure plus approfondie.

ANNEXE

La présente annexe a pour but de décrire les données canadiennes employées dans l'analyse empirique des chapitres trois à cinq. Nous indiquerons en particulier les sources de ces données, ainsi que comment les séries de base ont été traitées pour en arriver à la formulation définitive des variables utilisées. Nous ne nous pencherons cependant que sur les données dont nous avons fait usage dans notre recherche empirique, bien que nous ayons en fait recueilli au cours de notre étude plusieurs autres séries de données. Ces dernières ont été rassemblées dans une banque de données statistiques plus détaillée, que l'on pourra se procurer auprès de la Commission des prix et des revenus. Nous ne reproduirons pas non plus les données américaines. Les variables pertinentes ont été exposées intégralement dans le texte; il faudra s'adresser aux auteurs pour obtenir de plus amples détails sur les données de fond.

L'un des problèmes majeurs soulevé lors du rassemblement des données a été d'obtenir des séries uniformes pour la période 1949-1969¹ (autant que possible); nous aborderons

donc en premier lieu le problème du regroupement des données, et nous exposerons comment nous avons tenu compte des modifications apportées à la Classification des Activités économiques (CAE) pendant cette période. Cette question sera étudiée à la section un. Les huit autres sections traiteront de groupements particuliers de données, dont voici le sommaire.

Section 2 --- Données sur l'emploi et sur les salaires---Ces données ont surtout été utilisées dans les équations des salaires et de la productivité. Puisque les coûts unitaires de la main-d'oeuvre ont été inclus dans l'équation des prix, ces données seront aussi indirectement présentes dans les équations des prix.

Section 3 --- Données sur les prix---Dans cette section, nous exposerons les prix de production et des facteurs de production utilisés dans l'équation des prix, ainsi que l'Indice des prix à la consommation qui entre dans l'équation des salaires.

Section 4 --- Données sur la demande---Ces données comprennent les variables des stocks, des expéditions et des commandes sur carnet qui ont servi à mesurer la demande excédentaire dans l'équation des prix.

Section 5 --- Données financières---Ce sont les données sur les profits et sur les impôts que nous avons introduites dans les équations des salaires et dans celles des prix.

Section 6 --- Données sur la production, la capacité et sur l'utilisation de la capacité de production--- Nous nous sommes servis de ces données dans les fonctions de productivité.

Section 7 --- Données diverses.

¹ Notre étude a débuté au milieu de l'année 1970, et nous avons donc décidé d'utiliser tout au long de notre recherche les séries de données allant jusqu'à la fin de 1969.

Section 8 --- Données structurelles---Ce sont en fait diverses séries de comparaisons inter-industrielles, qui ont servi parfois à évaluer les résultats obtenus pour les diverses industries.

Section 9 --- Pondérations par les conventions---Nous expliquerons dans cette section la nature des pondérations à décalage échelonné qui ont été appliquées aux variables indépendantes de l'équation des salaires.

Enfin, comme notre analyse est trimestrielle, nous avons lorsque nécessaire désaisonnalisé les séries utilisées, en employant le Programme d'ajustement saisonnier X-11 de la Banque du Canada.

CLASSIFICATION DES ACTIVITES ECONOMIQUES ET REGROUPEMENT

L'établissement d'une série statistique uniforme pour la période 1949-1969 a été difficile, vu le changement apporté à la Classification des Activités économiques (C.A.E.) des industries du groupe à deux chiffres. Dans la C.A.E. de 1948, le secteur manufacturier se composait de 17 industries à deux chiffres; en 1960 ce nombre a été augmenté à 20. De plus, certaines industries du groupe à trois chiffres ont été reclassées dans le groupe à deux chiffres de sorte qu'on ne pouvait absolument pas obtenir de série uniforme de 17 industries fondée sur la C.A.E. de 1948. En outre, même s'il avait été possible d'y arriver, cette solution n'aurait pas été idéale, puisque les données actuelles ont été colligées d'après la C.A.E. de 1960, et qu'ainsi il aurait été difficile de tenir la série constamment à jour.

Ainsi, à cause de la redéfinition de certaines industries, et ne voulant pas effectuer de regroupement des industries à trois chiffres, il a donc fallu créer les 15 industries suivantes dont les définitions concordent dans les deux classifications. Nous nous y sommes référés comme étant les "industries des groupes principaux", ou parfois les industries à deux chiffres: elles constituent l'échantillon des industries particulières sur lequel se fonde notre recherche empirique. Elles sont de tailles diverses, et on peut se faire quelque idée de leur importance relative en comparant leurs chiffres d'emploi ou d'expéditions exprimés en pourcentages du total de l'ensemble du secteur manufacturier; cette comparaison a été présentée à la section 8.

Voici comment les industries ont été définies et rattachées aux C.A.E. de 1948 à 1960.

Industries utilisées dans cette étude	Industries du groupe à deux chiffres	
	C.A.E. 1948	C.A.E. 1960
01 Aliments et boissons.....	1	1
02 Tabac.....	2	2
03 Caoutchouc.....	3	3
04 Cuir.....	4	4
05 Textile.....	5	5
06 Vêtement.....	6	6, 7
07 Bois et ameublement.....	7	8, 9
08 Papier et produits connexes..	8	10
09 Imprimerie et édition.....	9	11
10 Métaux.....	10, 11, 12	12, 13, 14, 16
11 Matériel de transport.....	11	15
14 Minéraux non métalliques.....	14	17
15 Pétrole et charbon.....	15	18
16 Produits chimiques.....	16	19
17 Industries diverses.....	17	20

Cependant, à cause de la limitation des données, nous avons fait quelques exceptions à ce système d'agrégation. Dans le cas des "séries financières", il a fallu regrouper certaines industries des groupes principaux, ce qui a abouti au classement suivant:

- 01 Aliments et boissons
- 03 Caoutchouc
- 07 Bois et ameublement
- 08 Papier et produits connexes
- 09 Imprimerie et édition
- 14 Minéraux non métalliques
- 15 Pétrole et charbon
- 16 Produits chimiques
- 17 Industries diverses
- 30 Tabac et industries diverses
- 36 Textile et vêtement

La série des profits élaborée pour les trois derniers groupes a été utilisée dans l'équation des salaires concernant chacune des industries de ces groupes.

Pour la série de la capacité, il a fallu procéder à deux regroupements: "tabac, cuir et caoutchouc" en premier lieu, et, en second lieu, celui des "minéraux non métalliques, pétrole et charbon". Dans ces cas, les séries regroupées ont été utilisées pour chaque industrie composante du groupe. Par exemple, la série "tabac, caoutchouc et cuir" a été utilisée séparément pour les industries du tabac, du caoutchouc, et du cuir.

Les données concernant ces industries des groupes principaux ont été regroupées soit par une simple addition, soit en employant des facteurs de pondération, selon le genre de série. Ainsi, lorsque les données sont des quantités absolues, par exemple pour l'emploi ou pour les diverses séries de la demande, il a été possible, évidemment, de regrouper sans pondération. D'autre part, lorsque la série concernait des indices ou des taux de salaires, il a fallu pondérer les séries regroupées. Les facteurs de pondération utilisés dans ces cas seront exposés plus loin.

Les problèmes que causaient l'existence des deux séries de la C.A.E. ont été résolus en reliant ces deux séries au moyen de l'un de deux systèmes. Dans tous les cas, il y avait au moins une période de chevauchement, où existaient des données établies d'après l'ancienne et la nouvelle classification.

Le premier système, le plus communément utilisé, consistait à établir la série suivante:

$$\text{"ancienne série corrigée"} = \text{"ancienne série"} * F$$

Selon ce système, la série définitive était constituée en multipliant la série "ancienne" par un facteur quelconque d'ajustement F. Ce facteur était un rapport des valeurs "anciennes" et "nouvelles" pendant la période de chevauchement. D'habitude, il s'agissait du coefficient des valeurs moyennes de 1962, première année de chevauchement. Toutefois, lorsqu'il le fallait, nous nous sommes contentés du coefficient du premier trimestre de chevauchement.

Dans les quelques cas où la période de chevauchement était considérable, les séries ont été reliées au moyen d'une régression.

Si X_N représente la "nouvelle" série, et X_0 l'"ancienne", alors la régression

$$X_N = \alpha + \beta X_0$$

nous donne un α et un β qui permettent de calculer une série "ancienne" corrigée. Ce système n'a été appliqué que rarement, entre autres pour la série de données financières pour l'ensemble du secteur manufacturier.

DONNEES CONCERNANT L'EMPLOI ET LES SALAIRES

Voici les données de base que nous avons utilisées pour les salaires².

(i) Salaire horaire moyen

(main d'oeuvre directe)

Les données du salaire horaire moyen brut de la main-d'oeuvre directe ont été obtenues mensuellement pour la période de 1957 à 1969, d'après la C.A.E. de 1960, pour l'ensemble du secteur manufacturier ainsi que pour les 20 industries manufacturières du groupe à deux chiffres enregistrées au ruban 637 de la Commission des prix et des revenus. Des données semblables ont été calculées d'après la C.A.E. de 1948 pour la période de 1949 (si les chiffres existent, sinon à partir de 1951) à 1965, d'après les registres de la division du travail de Statistique Canada pour l'ensemble du secteur manufacturier, pour l'industrie de fabrication de biens durables, pour celle des biens non durables et pour 17 industries du groupe à deux chiffres.

Conformément à la méthode exposée à la section un, les données du groupe à deux chiffres pour chacun des deux sous-ensembles ont été ajoutées aux 15 industries des groupes principaux, en se servant des heures-hommes de la main-d'oeuvre directe comme facteurs de pondération. Les données mensuelles ont été transposées en série trimestrielle à l'aide d'une moyenne, en utilisant encore une fois comme coefficient de pondération les heures-hommes de la main-d'oeuvre directe.

Toutes les séries ont été reliées entre elles en multipli-

² Les données ont été rassemblées par T. Gow.

ant le coefficient des séries ancienne et nouvelle du premier trimestre de 1957 par les données de la C.A.E. de 1948, pour la période 1957-1969.

(ii) Salaire horaire moyen

(main d'oeuvre indirecte)

Le salaire horaire moyen désaisonnalisé de la main-d'oeuvre indirecte (salarisée) a été calculé trimestriellement pour l'ensemble du secteur manufacturier et pour 15 industries des groupes principaux pour la période allant de 1949 (si les chiffres existent, sinon à partir de 1951) à 1969. Pour chaque catégorie, le salaire hebdomadaire moyen désaisonnalisé a été divisé par 40, soit le nombre d'heures que nous croyions représentatif de la moyenne des heures hebdomadaires de travail pour les travailleurs salariés. Le salaire hebdomadaire moyen est aussi une série dérivée; la méthode qui a servi à la calculer sera exposée ci-dessous.

(iii) Salaire horaire moyen

(ensemble des travailleurs)

Le salaire horaire moyen de l'ensemble des travailleurs a été calculé pour la période décrite dans la section (ii) qui précède, selon la méthode que voici. Premièrement, nous avons calculé, pour chaque industrie, le produit du salaire hebdomadaire moyen (voir (v) ci-après) et de l'emploi global (voir (ix) ci-après) désaisonnalisés, ce qui nous a donné le total des salaires de cette industrie. Deuxièmement, la moyenne hebdomadaire des heures de travail de la main-d'oeuvre directe ((viii) ci-après) a été multipliée par l'emploi de la main-d'oeuvre directe ((xi) ci-après), pour en arriver au total des heures-hommes de la main-d'oeuvre directe. Troisièmement, l'emploi désaisonnalisé des travailleurs salariés ((xii) ci-après) a été multiplié par 40 pour arriver à une estimation des heures-hommes de la main-d'oeuvre indirecte. (Comme dans (ii), 40 devrait représenter la moyenne hebdomadaire des heures de travail des employés salariés). Enfin, le deuxième et le troisième articles ont été additionnés et on a divisé le total des salaires par cette somme pour obtenir une estimation du salaire horaire moyen de l'ensemble des travailleurs.

(iv) Indices des taux de salaires moyens

(1961 = 100)

Au cours de recherches préliminaires, nous avons essayé de calculer un indice du salaire horaire moyen des heures régulières de travail. Nous avons fini par renoncer à cette approche, mais en cours de recherche nous avons calculé des indices des taux de salaires moyens.

Les indices des taux de salaires moyens de la main-d'oeuvre directe (1949 = 100) ont été obtenus pour la période allant de 1949 à 1959, d'après la C.A.E. de 1948 pour l'ensemble du secteur manufacturier ainsi que pour 16 industries manufacturières du groupe à deux chiffres, et ce, pour "la dernière période normale de paye avant le 1^{er} octobre", (d'après la publication du ministère du Travail: Taux de salaire, traitements et heures de travail). Des données complémentaires, également calculées d'après la C.A.E. de 1948 (1949 = 100) et pour les mêmes industries, mais résultant d'une enquête plus étendue, ont été tirées de la même source pour la période 1959-1965.

La même publication nous a fournit des données semblables, d'après la C.A.E. de 1960 (1961 = 100) pour la période 1962-1969 pour l'ensemble du secteur manufacturier, et pour 17 industries du groupe à deux chiffres.

Après le calcul de regroupement, les données à deux chiffres de chacun des deux premiers sous-ensembles ont été ramenées à 15 groupes à deux chiffres, en utilisant l'emploi de la main-d'oeuvre directe comme coefficient de pondération. Le troisième sous-ensemble a été ramené à 14 groupes parce que nous n'avions pu obtenir de données pour l'industrie des minéraux non métalliques pendant la période de 1962 à 1969.

Les deux premiers sous-ensembles de données ont été reliés en utilisant le rapport nouvelle/ancienne pour 1959. Le sous-ensemble dérivé a été relié au troisième sous-ensemble en utilisant le rapport nouvelle/ancienne pour 1962. Aucune série reliée n'a été dérivée pour l'industrie des minéraux non métalliques.

(v) Rémunération hebdomadaire moyenne

Des données brutes pour la rémunération hebdomadaire moyenne de la main-d'oeuvre directe et de la main-d'oeuvre indirecte ont été tirées de sources identiques et fondées sur la même C.A.E. afin de constituer la série du salaire horaire moyen de la main-d'oeuvre directe décrite en (i) ci-dessus. C'est le système de regroupement exposé à cet article qui a été appliqué, sauf que l'emploi de l'ensemble des travailleurs a servi de coefficient de pondération.

(vi) Salaires hebdomadaires moyens

Les salaires hebdomadaires moyens bruts de la main-d'oeuvre directe ont été calculés en multipliant le salaire horaire moyen brut de la main-d'oeuvre directe (voir (i) ci-dessus) par le nombre moyen brut d'heures hebdomadaires de travail. (voir (viii) ci-après). Les séries ainsi obtenues ont ensuite été désaisonnalisées.

(vii) Traitements hebdomadaires moyens

Les traitements hebdomadaires moyens désaisonnalisés de la main-d'oeuvre indirecte ont été calculés de la façon suivante pour la période de 1949 (si les chiffres existent, sinon à partir de 1951) à 1969. Pour chaque catégorie, la différence entre le produit des salaires, des traitements hebdomadaires moyens de l'emploi total déclaré (ces facteurs étant désaisonnalisés) et le produit des salaires horaires moyens, de la moyenne hebdomadaire des heures et du nombre de salariés (facteurs également désaisonnalisés), cette différence donc a été divisée par l'emploi désaisonnalisé des salariés.

(viii) Moyenne des heures hebdomadaires de travail

Les données brutes sur la moyenne des heures hebdomadaires de travail de la main-d'oeuvre directe ont été obtenues des mêmes sources, et elles sont fondées sur les mêmes C.A.E. que la série du salaire horaire moyen de la main-d'oeuvre directe, exposée en (i) ci-dessus. Les techniques de regroupement exposées dans cet article ont également été employées, l'emploi de la main-d'oeuvre directe servant de facteur de pondération.

(ix) Travailleurs déclarés

La statistique mensuelle brute des travailleurs déclarés

(main-d'oeuvre directe et indirecte) a été calculée pour la période 1957-1969: ce calcul a été fait d'après la C.A.E. de 1960 pour l'ensemble du secteur manufacturier, et d'après le ruban 637 de la Commission des prix et revenus pour 20 industries à deux chiffres. Des données semblables basées sur la C.A.E. de 1948 ont été obtenues des registres de la division du travail de Statistique Canada pour la période 1949-1965, et pour l'ensemble du secteur manufacturier, l'industrie des biens durables, celle des biens non durables, et pour 20 industries du groupe à deux chiffres.

Conformément à la méthode exposée à la section un, les données à deux chiffres pour chacun des deux sous-ensembles ont été réunies en 15 groupes à deux chiffres. Dans ce cas il a suffi d'une simple addition. Un simple calcul des moyennes a été nécessaire pour convertir les données mensuelles en données trimestrielles.

Toutes les séries ont été reliées en soumettant au rapport nouvelle/ancienne du premier trimestre de 1957 les données établies d'après la C.A.E. de 1948 pour la période de 1949 à 1956, et en utilisant les données établies selon la C.A.E. de 1960 pour la période de 1957 à 1969.

(x) Indices de l'emploi

(1961 = 100)

Ces données ont été tirées des mêmes sources et ont été basées sur les mêmes C.A.E. que celles sur les travailleurs déclarés exposées en (ix). La seule différence est que le regroupement a exigé que la série soit pondérée au moyen du facteur de l'emploi de l'ensemble des travailleurs. De plus, toutes les séries ont été reliées en utilisant le rapport nouvelle/ancienne du premier trimestre de 1961 comme facteur de correction.

(xi) Salariés déclarés

Les observations présentées au sujet du total des travailleurs déclarés sont les mêmes qui s'appliquent ici.

(xii) Travailleurs salariés

L'emploi désaisonnalisé des travailleurs salariés a été

calculé en soustrayant le nombre désaisonnalisé des travailleurs salariés déclarés (voir (xi) ci-dessus) de l'emploi déclaré désaisonnalisé (voir (ix) ci-dessus).

(xiii) Taux de chômage

Les données mensuelles brutes du taux de chômage global ont été tirées de la publication n° 71-001 de Statistique Canada, La Main-d'oeuvre. La moyenne de ces données a été faite par la suite afin de constituer des séries trimestrielles, qui ont alors été désaisonnalisées.

DONNEES SUR LES PRIX

Nous avons utilisé deux sortes de données de prix. Premièrement, l'Indice des prix à la consommation a servi de variable explicative dans l'équation des salaires. On peut facilement se procurer cette série de la source indiquée ci-dessous. Deuxièmement, les prix de vente des matières premières et ceux des produits fabriqués étaient nécessaires pour les équations de prix des industries et de l'ensemble du secteur manufacturier. Ne pouvant nous procurer ces données directement, nous avons calculé les indices des prix des matières premières et de la production pour les industries en utilisant les méthodes exposées ci-dessous. Cette démarche a nécessité des décisions arbitraires; il en résulte que la qualité des données finales, en particulier celles qui concernent les prix des matières premières, laisse peut-être à désirer.

Indice des prix à la consommation

Les données mensuelles brutes de la période de 1949 à 1969 ont été tirées de la publication n° 62-002 de Statistique Canada: Prix et indices des prix. Elles ont été désaisonnalisées et regroupées en séries trimestrielles. Tel que souligné au chapitre trois, l'équation des salaires comporte, parmi les variables explicatives, le changement en pourcentage opéré dans l'Indice des prix à la consommation pendant chaque période. Afin de situer exactement les variables, nous avons utilisé la méthode suivante pour calculer ces changements en pourcentage.

Les données se composent de moyennes mensuelles, que l'on peut considérer comme étant centrées au milieu du mois. Afin

d'obtenir des prix centrés sur la fin du mois (nécessaires au calcul des changements procentuels à l'intérieur d'une période donnée), nous avons pris des observations mensuelles successives et nous en avons fait la moyenne. Ainsi, pour calculer le changement procentuel de l'Indice des prix à la consommation, nous avons relevé le prix centré au début du trimestre, nous l'avons soustrait du prix centré à la fin du trimestre, et nous l'avons divisé par le prix moyen initial. Par exemple, voici comment a été calculé le changement procentuel de l'Indice des prix à la consommation pour le premier trimestre:

$$\frac{\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1}}{\bar{P}_{t-1}}$$

La quantité \bar{P}_t représente la moyenne bimestrielle des observations de mars et d'avril, centrée autour du 31 mars, tandis que \bar{P}_{t-1} est la moyenne bimestrielle des observations de décembre et de janvier et serait donc centrée au 31 décembre à peu près.

Prix de production³

Les prix de production des industries du groupe à deux chiffres ont été calculés en deux segments. Les prix de la période de 1956 à 1969 sont les prix de vente industriels des groupes principaux d'industries fournis par Statistique Canada. Ils ont été regroupés au niveau des industries des principaux groupes en utilisant comme facteur de pondération le chiffre d'expéditions de 1961.

Les données de la période 1949-1956 ont été empruntées à l'Indice général des prix de gros (1935-1939=100) qu'il a fallu partager entre les principaux groupes d'industries en utilisant la classification des marchandises par industrie que fournit la publication: Industry Selling Price Indexes, 1956-1969⁴ (pages 58-81, C.A.E. de 1948), et les expéditions

³ D. McFetridge a calculé les indices de prix de production et de prix des matières premières.

⁴ Canada, Bureau Fédéral de la Statistique. Industry Selling Price Indexes, 1956-1959, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1961. DBS 62-515.

comme facteurs de pondération. Les principaux groupes ont ensuite été regroupés au niveau des groupes principaux en utilisant les expéditions de 1954 comme facteurs de pondération.

Ces deux séries ont ensuite été reliées en utilisant le rapport des deux au courant de 1965.

Pour la période 1949-1955, les prix de production pour l'industrie du matériel de transport sont les prix de production des produits fabriqués de métaux non ferreux et des produits sidérurgiques. Pendant la même période, les prix de production des produits du tabac sont représentés par l'Indice des prix à la consommation pour le tabac, c'est-à-dire que nous avons utilisé le prix de détail, taxe comprise, plutôt que le prix de gros.

Les données pour l'ensemble de l'industrie manufacturière ont été tirées des mêmes sources que celles des industries à deux chiffres. Nous avons relevé aussi les indices des prix de gros pour la période 1949-1969.

Prix des facteurs de production

Les indices des prix des facteurs de production sont les moyennes pondérées de divers indices de prix de production. Le calcul est assez long; voici comment nous l'avons fait:

A) Dérivation des facteurs de pondération

Les facteurs de pondération utilisés dans le calcul des prix des matières premières, à l'entrée, pour les industries du groupe à deux chiffres sont indiqués au Tableau A.2. Ce tableau se base sur le Tableau 8 de The Input-Output Structure of the Canadian Economy 1961 (pages 305-308)⁵. Il donne les valeurs en dollars de 65 classes de marchandises et services utilisées par 65 groupes d'industries. Voici comment le Tableau 8 a été converti au Tableau A.1, reproduit ci-dessous:

a) Les rangées 1 à 66 du Tableau 8 ont été regroupées de

⁵ Canada, Bureau Fédéral de la Statistique, System of National Accounts. The Input-Output Tables, Vol. I. The Input-Output Structure of the Canadian Economy, 1961. Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1969. DBS 15-501.

la façon suivante:

- (i) sept produits primaires (rangées 1 à 7 du Tableau 8);
- (ii) 15 groupes de produits manufacturés (rangées 8 à 22 du Tableau 8);
- (iii) le groupe dit "des services" (rangée 23 du Tableau 8);
- (iv) importations non concurrentielles (rangée 24 du Tableau 8);
- (v) les rangées 67 à 75 du Tableau 8 ont été entièrement omises.

b) Les colonnes 8 à 53 du Tableau 8 ont été regroupées en groupes d'industries manufacturières; les colonnes 1 à 7 et 54 à 65 ont été entièrement omises. Les colonnes concernant les industries diverses et l'imprimerie et l'édition, ont également été omises du Tableau A.1.

Le Tableau A.2 a été extrait du Tableau A.1 en divisant chaque inscription en rangée par la somme corrigée du bas de la colonne. Les facteurs de pondération indiqués au Tableau A.2 ont été appliqués aux prix des marchandises appropriées afin d'obtenir les prix des matières premières des industries à deux chiffres.

Pour l'ensemble du secteur manufacturier, tous les produits fabriqués ont été exclus. Les entrées de matériaux se sont donc limitées aux produits primaires, aux services, et aux importations non concurrentielles. Les pondérations ont été calculées en additionnant les rangées 1 à 7, les rangées 23 et 24, et en divisant la somme de chaque rangée par la somme totale. Voici par exemple comment nous avons calculé le facteur de pondération de l'agriculture dans le prix des facteurs de production pour l'ensemble du secteur manufacturier:

$$\frac{\sum_{j=01}^{16} a_{1j}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=01}^{16} a_{ij}}$$

$n = 7+23+24$

B) Description de la classification des marchandises

Tel qu'indiqué précédemment, les groupes de marchandises 1 à 7 renferment les produits **non ouvrés**, les groupes 8 à 22

les produits fabriqués qui approchent la Classification des activités économiques des industries à deux chiffres. La rangée 23, intitulée "services", comprend les activités suivantes: construction, commerce de gros et de détail, transport et entreposage, communications, services publics, finances, assurances et immeuble, services commerciaux, hôtellerie et restauration, services divers, fournitures du bureau, publicité et voyages, matériel d'exploitation.

Les importations non concurrentielles sont les marchandises qui ne sont pas produites au Canada. Les marchandises importées, mais dont l'analogue est fabriqué au pays, ont été comprises dans le groupe des marchandises de provenance intérieure. Le caoutchouc et le coton bruts constituent des exemples d'importations non concurrentielles.

C) Description des séries de prix utilisées

Par souci d'exactitude, certains groupes de marchandises ont été décrits par des séries de prix différentes, selon l'industrie à laquelle ils sont destinés. En voici le résumé:

- a) Agriculture: l'Indice général des prix de gros (IGPG) des produits agricoles canadiens a été utilisé sauf pour l'industrie 02 où le facteur de pondération attribué à l'agriculture a été imposé à l'indice des prix de gros du tabac brut.
- b) Industrie forestière: un "prix offert" expérimental des billes brutes a été utilisé pour la période 1961-1969. L'analyse de régression a montré que cette série était intimement liée ($\bar{R}^2 = .96$) à l'Indice des prix de gros du bois d'oeuvre. Par conséquent, celui-ci a servi à estimer le prix pour l'industrie forestière remontant à 1949. L'indice expérimental des prix provient de la section des prix industriels de Statistique Canada.
- c) Minerais métalliques et concentrés: le prix expérimental du minerai de fer a été le seul élément accessible à partir des cours du marché dans ce secteur.
- d) Charbon: c'est l'indice général des prix de gros du charbon que nous avons utilisé.

- e) Pétrole et gaz: c'est l'indice général des prix de gros du pétrole brut que nous avons utilisé.
- f) Poisson et fourrures: l'indice général des prix de gros du poisson cru et semi-transformé constituait la seule source accessible de données pour cette marchandise. Pour les fourrures, il s'agissait de l'indice général des prix de gros des fourrures non traitées.
- g) Marchandises fabriquées: les prix de production du groupe à deux chiffres ont été utilisés ici, à une exception près: nous avons imposé à l'indice général du prix de gros du cuir et des peaux le groupe de marchandises "aliments et boissons", comme coefficient de pondération dans le calcul des prix des matières premières de l'industrie 04 (cuir).
- h) Services: c'est l'indice de déflation des services non gouvernementaux, tiré des Comptes nationaux qui a été utilisé.
- i) Importations non concurrentielles: l'indice de déflation des marchandises importées a été employé, sauf dans les cas où l'on s'est servi d'une série plus précise. Les exceptions sont les suivantes: 1) utilisation de l'indice général des prix de gros du caoutchouc brut dans l'industrie 03; 2) utilisation de l'indice général des prix de gros du coton brut dans l'industrie 05.

Remarquez que, sauf les indices de déflation des services et des marchandises importées, tous les prix sont ceux du marché, fournis par la section des prix industriels de Statistique Canada. Une série "réalisée" des prix des "mines, carrières et puits" (rangées 4 à 7 du Tableau A.2) a été employée au niveau du groupe à trois chiffres. Il faut aussi observer que les prix d'importation n'exercent pas de pondération directe importante dans le calcul des prix des facteurs de production ci-dessus. Le prix de vente industriel intérieur a été utilisé dans le cas de marchandises en partie produites au pays, l'autre partie provenant de l'importation. Il aurait été possible cependant de partager chaque groupe de marchandises en marchandises produites au pays, et en marchandises importées; nous aurions ainsi pu établir un lien direct avec les prix de provenance extérieure. Nous n'avons pas fait ce calcul pour les séries exposées ci-dessus.

Prix des matières premières et des facteurs de production
du groupe à deux chiffres

1. Définitions des prix:

- (a) Agriculture: indice des prix de gros des produits agricoles canadiens.
- (b) Industrie forestière:
- (i) prix d'achat expérimental des billes non ouvrées 1961-1969.
 - (ii) prix prévus des produits forestiers 1949-1960, en employant (i) pour la régression opérée sur l'indice des prix de gros du "bois d'oeuvre".
- FP = $37.69579 + .15071$ (indice des prix de gros du bois d'oeuvre)
- $\bar{R}^2 = .96$
- (c) Minerais métalliques: prix expérimental du minerai de fer 1953-1969 seulement.
- (d) Charbon: indice des prix de gros du charbon 1949-1969.
- (e) Pétrole et gaz: indice des prix de gros du pétrole 1949-1969.
- (f) Services: indice implicite de déflation de tous les services non gouvernementaux (c'est-à-dire les services achetés par des particuliers et les services importés).

2. Autres prix de produits bruts:

- (a) poisson: (utilisé dans les aliments et boissons), indice des prix de gros du poisson cru et semi-traité.
- (b) tabac brut: (pondéré par le facteur attribué à l'agriculture dans l'industrie 02) indice des prix de gros du tabac brut.
- (c) caoutchouc brut: (pondéré par le facteur attribué aux importations non concurrentielles dans l'industrie 03) indice des prix de gros du caoutchouc brut.
- (d) cuirs et peaux: (pondéré par le facteur attribué aux

aliments et boissons dans l'industrie 04) indice des prix de gros des cuirs et peaux.

(e) coton brut: (pondéré par le facteur attribué aux importations non concurrentielles dans l'industrie 05) indice des prix de gros du coton brut.

(f) fourrures: (pondéré par le facteur attribué au poisson et aux fourrures dans l'industrie 06) indice des prix de gros de fourrures.

3. Prix des facteurs de production d'autres industries du groupe à deux chiffres

(a) Les prix de production des industries du groupe à deux chiffres calculés d'après les prix de vente industriels de Statistique Canada 1956-1969 ont été reliés aux groupes principaux en utilisant les expéditions comme facteur de pondération, et rattachés aux prix de production expérimentaux calculés d'après les éléments de l'indice des prix de gros 1949-1957.

(b) A remarquer que les entrées achetées à l'intérieur d'une industrie ont été exclues.

D) Calcul des prix des facteurs de production des industries du groupe à deux chiffres

Voici comment ont été calculés les prix des facteurs de production des industries des groupes principaux (Pm):

01 Aliments et boissons Pm = 0.564 (TOTAL) + 0.032 (POISSON) + 0.005 (TEXTILE) + 0.003 (BOIS) + 0.061 (PAPIER) + 0.036 (METAUX) + 0.008 (MINERAUX NON METALLIQUES) + 0.009 (PETROLE) + 0.022 (PRODUITS CHIMIQUES) + 0.257 (SERVICES)

02 Tabac Pm = 0.586 (TABAC BRUT) + 0.012 (ALIMENTS ET BOISSONS) + 0.148 (PAPIER) + 0.238 (SERVICES)

03 Caoutchouc Pm = 0.007 (CHARBON) + 0.16 (CUIR) + 0.197 (TEXTILE) + 0.023 (PAPIER) + 0.40 (METAUX) +

0.007 (PETROLE) + 0.308 (PRO-
DUITS CHIMIQUES) + 0.105
(CAOUTCHOUC BRUT) + 0.288
(SERVICES)

04 Cuir Pm = 0.212 (CUIR ET PEAUX) + 0.089
(CAOUTCHOUC) + 0.085 (TEXTILE)
+ 0.009 (VETEMENT) + 0.009
(BOIS) + 0.004 (PAPIER) +
0.024 (METAUX) + 0.071 (PRO-
DUITS CHIMIQUES) + 0.446 (SER-
VICES)

05 Textiles Pm = 0.015 (TOTAL) + 0.008 (CHAR-
BON) + 0.022 (ALIMENTS ET BOIS-
SONS) + 0.015 (CAOUTCHOUC) +
0.039 (VETEMENT) + 0.069 (PA-
PIER) + 0.012 (METAUX) + 0.191
(PRODUITS CHIMIQUES) + 0.187
(COTON BRUT) + 0.437 (SERVI-
CES)

06 Vêtement Pm = 0.019 (TOTAL) + 0.024 (FOUR-
RURES) + 0.682 (TEXTILE) +
0.018 (PAPIER) + 0.240 (SER-
VICES)

07 Bois Pm = 0.459 (INDUSTRIE FORESTIERE)
+ 0.010 (CAOUTCHOUC) + 0.051
(TEXTILE) + 0.014 (PAPIER) +
0.066 (METAUX) + 0.010 (MINE-
RAUX NON METALLIQUES) + 0.015
(PETROLE) + 0.029 (PRODUITS
CHIMIQUES) + 0.342 (SERVICES)

08 Papier Pm = 0.375 (INDUSTRIE FORESTIERE)
+ 0.21 (CHARBON) + 0.010
(PETROLE) + 0.005 (ALIMENTS
ET BOISSONS) + 0.019 (TEXTI-
LES) + 0.049 (BOIS) + 0.027
(METAUX) + 0.007 (MINERAUX
NON METALLIQUES) + 0.027 (PE-
TROLE) + 0.080 (PRODUITS CHI-
MIQUES) + 0.380 (SERVICES)

10 Produits métalliques Pm = 0.404 (MINERAIS METALLIQUES)

+ 0.031 (CHARBON) + 0.102 (CAOUTCHOUC) + 0.013 (BOIS) + 0.016 (PAPIER) + 0.003 (MATÉRIEL DE TRANSPORT) + 0.022 (MINÉRAUX NON MÉTALLIQUES) + 0.015 (PÉTROLE) + 0.035 (PRODUITS CHIMIQUES) + 0.445 (SERVICES)

11 Matériel de transport $P_m = 0.068$ (CAOUTCHOUC) + 0.043 (TEXTILE) + 0.009 (BOIS) + 0.471 (MÉTAUX) + 0.035 (MINÉRAUX NON MÉTALLIQUES) + 0.007 (PÉTROLE) + 0.027 (PRODUITS CHIMIQUES) + 0.382 (SERVICES)

15 Pétrole et charbon $P_m = 0.743$ (PÉTROLE BRUT) + 0.012 (MÉTAUX) + 0.044 (PRODUITS CHIMIQUES) + 0.196 (SERVICES)

16 Produits chimiques $P_m = 0.017$ (CHARBON) + 0.009 (PÉTROLE) + 0.072 (ALIMENTS ET BOISSONS) + 0.010 (TEXTILE) + 0.078 (PAPIER) + 0.073 (MÉTAUX) + 0.062 (MINÉRAUX NON MÉTALLIQUES) + 0.085 (PÉTROLE) + 0.584 (SERVICES)

NOTE: Les facteurs de pondération ci-dessus ne forment pas nécessairement un total de 1.00. Un nouvel indice a donc été établi en prenant pour base 1956 = 100, pour toutes les séries de prix.

Prix des facteurs de production de l'ensemble du secteur manufacturier

Voici comment a été calculé le prix des facteurs de production pour l'ensemble du secteur manufacturier

(a) 1953-1969

$P_m = 0.2307$ (TOTAL) + 0.0877 (INDUSTRIE FORESTIERE) + 0.1027 (MINÉRAIS MÉTALLIQUES) + 0.0148 (CHARBON) + 0.0986 (PÉTROLE BRUT) + 0.4659 (SERVICES)

(b) 1949-1952

$P_m = 0.2570$ (TOTAL) + 0.0977 (INDUSTRIE FORESTIERE) +

0.0165 (CHARBON) + 0.1098 (PETROLE BRUT) + 0.5190 (SERVICES)

- (c) Ces séries ont été reliées en 1953 en utilisant des rapport se chevauchant.
- (d) Prix des facteurs de production de l'ensemble du secteur manufacturier, importations non concurrentielles comprises:
- (i) 1953-1969
 $P_m = 0.2250$ (TOTAL) + 0.0855 (INDUSTRIE FORESTIERE) + 0.0998 (MINERAIS METALLIQUES) + 0.0144 (CHARBON) + 0.0961 (PETROLE BRUT) + 0.0249 (IMPORTATIONS NON CONCURRENTIELLES) + 0.4543 (SERVICES)
 - (ii) 1949-1952
 $P_m = 0.2499$ (TOTAL) + 0.0950 (INDUSTRIE FORESTIERE) + 0.0160 (CHARBON) + 0.1068 (PETROLE BRUT) + 0.0276 (IMPORTATIONS NON CONCURRENTIELLES) + 0.5047 (SERVICES)
 - (iii) importations non concurrentielles: facteur de déflation des importations de marchandises.

Explication des facteurs de pondération

1. Le Tableau A.1 est l'abrégé du Tableau 8, pages 305-328 du volume I de la publication n° 15-501⁶ de Statistique Canada.
2. Voici comment nous avons composé le Tableau A.1:
 - a) Les rangées 1 à 66 du Tableau 8 ont été regroupées dans l'ordre suivant:
 - (i) 7 produits primaires (rangées 1-7 du Tableau A.1)
 - (ii) 15 groupes de produits manufacturés correspondant aux industries définies dans la première section. - voir les rangées 8-22 du Tableau A.1.
 - (iii) un groupe dit des "services" - rangée 23 du Tableau A.1.
 - (iv) importations non concurrentielles - rangée 24 du Tableau A.1.
 - b) Les colonnes 8 à 53 du Tableau 8 ont été regroupées dans les industries des groupes principaux. Les colon-

⁶ Voir le renvoi no. 5, page 383.

TABLEAU A.1
Facteurs de production achetés par les principaux groupes d'industries
(En millions de dollars)

Marchandise/industrie	Groupes principaux												
	01	02	03	04	05	06	07	08	10	11	14	15	16
<u>Industries primaires</u>													
1 Agriculture.....	1619.7	103.5			4.0	10.1	0.1	0.2	-	-	-	-	0.6
2 Industrie forestière.....	0.7	-					316.2	343.9	0.2	-	0.3	-	0.1
3 Poisson et fourrures.....	92.8				0.2	13.2	-	-	-	-	-	-	-
4 Minerais métalliques et concentrés.....	-						-	0.1	763.6	-	6.6	0.2	0.7
5 Minéraux non métalliques.....	3.8		0.5	0.1	0.3		-	9.4	11.5	0.3	39.3	1.0	20.1
6 Charbon.....	6.0	0.1	1.3	0.5	2.2	0.5	0.6	19.2	58.9	3.2	8.0	1.4	9.5
7 Pétrole et gaz.....	1.2		0.3				0.1	8.5	2.6	0.2	1.4	722.9	5.4
<u>Industries des groupes principaux</u>													
8 01 Aliments et boissons.....	824.6	2.1	0.3	24.5	5.8	0.9	1.1	5.0	1.0	-	0.4	0.5	41.5
9 02 Tabac.....	-	75.8	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
10 03 Caoutchouc.....	-	-	8.7	10.3	3.9	1.0	7.1	0.3	22.6	44.1	0.4	-	2.1
11 04 Cuir.....	-	-	2.8	61.4	0.2	1.1	0.6	-	-	0.2	-	-	-
12 05 Textile.....	14.6	-	35.2	9.9	283.1	370.6	35.1	17.5	4.7	27.6	2.6	-	5.5
13 06 Vêtement.....	0.1	-	0.8	1.1	10.5	88.3	-	-	-	-	-	-	0.1
14 07 Bois.....	7.4	1.0	0.1	1.0	2.0	-	174.8	45.1	23.9	5.9	1.1	0.2	1.3
15 08 Papier et produits connexes.....	174.4	26.2	4.1	5.1	16.3	9.9	9.6	317.2	29.6	4.0	17.7	1.4	44.7
16 09 Imprimerie et édition.....	6.2	0.9	-	-	-	-	0.1	6.1	1.5	-	0.1	-	0.2
17 10 Produits métalliques.....	102.9	1.4	7.2	2.8	3.2	0.6	45.8	24.5	2100.3	272.0	17.5	12.0	42.2
18 11 Matériel de transport.....	-	-	0.3	-	-	-	-	-	5.2	567.8	-	-	-
19 14 Minéraux non métalliques.....	22.4	-	0.2	0.1	0.7	-	7.2	6.2	41.9	22.9	80.9	-	15.4
20 15 Pétrole et charbon.....	25.6	0.3	1.2	0.4	-	1.0	10.0	25.2	27.6	4.8	10.2	13.8	49.1
21 16 Produits chimiques.....	63.2	-	55.1	8.2	50.8	3.1	20.2	73.2	66.5	17.7	10.4	43.0	283.7
22 17 Industries diverses.....	2.6	3.5	2.1	8.9	4.2	26.2	11.2	10.6	16.1	16.8	4.4	4.0	15.4
Autres industries.....	740.0	42.1	51.5	51.7	116.2	130.6	235.5	348.7	841.4	249.2	176.9	190.8	335.9
Importations non concurrentielles.....	122.1	0	18.8	0.1	49.9	0.1	0	0	.1	0	0.4	0	0.7
Total.....	3829.7	256.9	190.5	186.1	553.5	658.2	875.2	1260.9	4019.1	1236.7	378.6	991.2	814.0
Total moins 09 et 17.....	3820.9	252.5	187.5	177.2	549.3	632.0	864.0	1244.2	4001.5	1219.9	374.1	987.2	858.6
Total moins 09, 17 et ind. concernée.....	2996.3	176.7	178.8	115.8	266.2	543.7	689.2	927.0	1901.2	652.1	293.2	973.4	574.9

TABLEAU A.2
Coefficients des facteurs de production
Groupes principaux

Entrées	01	02	03	04	05	06	07	08	10	11	14	15	16
<u>Industries primaires</u>													
1 Agriculture.....	0.541	0.586			0.015	0.019							
2 Industrie forestière.....							0.459	0.371					
3 Poisson et fourrures.....	0.031					0.024							
4 Minerais métalliques et concentrés.....									0.402		0.023		
5 Minerais non métalliques et non ouvrés.....								0.010			0.134		0.035
6 Charbon.....			0.007		0.008			0.021	0.031		0.027		0.017
7 Pétrole et gaz.....								0.009				0.743	0.009
<u>Industries des groupes principaux</u>													
8 01 Aliments et boissons.....	-	0.012		0.212	0.022								0.072
9 02 Tabac.....		-											
10 03 Caoutchouc.....				0.089	0.015		0.010	0.012	0.068				
11 04 Cuir.....			0.016										
12 05 Textile.....	0.005		0.197	0.085		0.682	0.051	0.019		0.042	0.009		0.010
13 06 Vêtement.....				0.009	0.039								
14 07 Bois.....				0.009			-	0.049	0.013	0.009			
15 08 Papier et produits connexes.....	0.058	0.148	0.023	0.044	0.061	0.018	0.014	-	0.016		0.061		0.078
17 10 Métaux.....	0.034		0.040	0.024	0.012		0.066	0.026		-	0.417	0.060	0.012
18 11 Matériel de transport.....										-			
19 14 Minerais non métalliques.....							0.010	0.007	0.022	0.035	-		0.027
20 15 Pétrole et charbon.....	0.009		0.007				0.015	0.027	0.015	0.007	0.035	-	0.085
21 16 Produits chimiques.....	0.021		0.308	0.071	0.191		0.029	0.079	0.035	0.027	0.035	0.044	-
3 Autres industries.....	0.247	0.238	0.288	0.446	0.437	0.240	0.342	0.376	0.443	0.382	0.603	0.196	0.584
4 Importations non concurrentielles.....	0.041		0.105		0.187								

nes 01 à 16 indiquent donc les valeurs en dollars de chaque groupe de marchandises (produits bruts, produits manufacturés, services, importations non concurrentielles) utilisé par une industrie donnée.

3. Le groupe des "services" comprend les rangées 54 à 65 du Tableau 8.

Ce sont les suivants:

construction
commerce de gros et de détail
transport et entreposage
communications
services publics
finances, assurances, secteur immobilier
services commerciaux
hôtellerie et restauration
services divers
fournitures de bureau
publicité et voyages
matériel d'exploitation

4. Les importations non concurrentielles sont celles dont l'analogue n'est pas produit au Canada, comme le caoutchouc brut et le coton brut, par exemple.

Les autres importations n'interviennent qu'indirectement, en ce que leur prix influence de quelque manière le prix du produit concurrent de provenance intérieure.

DONNEES SUR LA DEMANDE DE PRODUITS

Tel qu'indiqué au chapitre cinq, nous avons utilisé trois mesures de la demande excédentaire en produits. Les voici:

(i) H_t/H_t^*

(ii) FG_t/FG_t^*

(iii) UO_t^*/UO_t^*

où H_t = rapport du total des stocks aux expéditions à l'époque t

FG_t = rapport des stocks de produits finis aux expéditions à l'époque t

UO_t = rapport des commandes sur carnet aux expéditions à l'époque t

* = souligne le niveau d'équilibre et se définit comme moyenne mobile sur huit trimestres de la variable correspondante.

Ainsi les données de base de nos variables de demande comprennent le total des stocks, les stocks de produits finis, les commandes sur carnet et les expéditions. Ces données proviennent de la publication Stocks, expéditions et commandes des industries manufacturières. (BFS 31-001)

Des données mensuelles sur le total des stocks, sur les stocks de produits finis, les commandes sur carnet et les expéditions étaient accessibles; nous avons converti ces données en données trimestrielles en calculant la moyenne des trois mois. Cependant, les chiffres mensuels des trois premières séries correspondent au stock de la fin du mois, de sorte que les moyennes trimestrielles sont restées centrées à la fin du second mois du trimestre. D'autre part les données sur les expéditions qui sont des flux, sont les expéditions pour un mois et peuvent être considérées comme étant centrées au milieu du mois, de sorte que la moyenne trimestrielle serait centrée au milieu du second mois.

Ceci nous pose un petit problème d'alignement dans la définition de nos variables de demande H_t , etc.; le problème découle du fait que ces variables ont été définies comme étant le rapport entre les stocks et les marchandises en circulation. Toutefois, l'erreur introduite par cette interprétation est certainement négligeable⁷.

Toutes les variables du niveau du groupe à deux chiffres (d'après la C.A.E. de 1960) nous ont été accessibles, de 1958 à 1969. Nous avons aussi eu accès aux mêmes données (d'après la C.A.E. de 1948) pour la période 1952-1955 (publication n°

⁷ Au niveau de l'ensemble du secteur manufacturier, nous avons tenté de surmonter ce problème en employant la règle du trapèze afin de centrer les stocks au milieu du mois. L'écart était négligeable, ce qui nous a incité à utiliser des méthodes ordinaires de calcul de moyennes dans le reste de notre travail.

31-001 de Statistique Canada, décembre 1955). Ces trois séries ont été reliées au moyen de rapports calculés d'après l'année de chevauchement. En outre, nous avons eu accès, pour certaines industries du groupe à deux chiffres, à ces séries sous forme d'indices, (publication n° 31-001 de Statistique Canada, décembre 1951), pour les années 1949, 1950 et 1951. Ces indices ont été convertis en dollars en employant les valeurs en dollars et les indices à partir de 1952. Ces opérations ont éliminé la nécessité de calculs d'enchaînement.

Le résultat de ce travail a été un ensemble de données renfermant des séries uniformes, quoique partant de données d'origine variable (1949-1958), et se terminant en 1969. Cependant, nous sommes restés sans données sur les commandes des industries produisant surtout pour stocks: elles n'existent pas.

Les données sur l'ensemble du secteur manufacturier proviennent de la même source Stocks, expéditions et commandes des industries manufacturières. (BFS 31-001).

DONNEES FINANCIERES

Le rassemblement des statistiques financières a posé des problèmes particuliers et nécessite donc des explications assez détaillées. La difficulté réside en ce qu'il existe deux séries de données pour chaque variable fondamentale de cette catégorie. La série dite "ancienne", allant de 1950 à 1967 (c'est la longueur maximum; plusieurs ne commencent qu'après 1950), a été tirée de la publication Corporation Profits (BFS 61-003), et de Taxation Statistics (ministère du Revenu national). La "nouvelle" série couvrait la période 1962-1969, et provenait de la Statistique financière trimestrielle des sociétés industrielles 1962-1969, vol 16, n° 4, juin 1970⁸.

Chaque série se décompose en quatre: autofinancement brut

⁸ Lors de cette parution, le titre a été changé de Corporation Profits à Sociétés industrielles, statistique financière trimestrielle; on y fournissait des données trimestrielles pour les années 1962 à 1969, inclusivement. BFS 61-003.

(CF); autofinancement brut, impôts payés (CFAT); équité (E) et ventes (S).

Nouvelle série

CF - "Profits de base"

CFAT - "Profits de base" moins "Impôt sur le revenu échu à la période actuelle"

E - "Total de l'équité des actionnaires"

S - "Ventes de biens et services"

Ancienne série

CF - "Revenus nets"

CFAT - "Revenus nets" moins "Impôts à payer"

E* - "Actions privilégiées" plus "Actions ordinaires", plus "Excédent", moins "Déficit"

S - "Ventes"

E*, avant 1962, constitue la seule donnée recueillie auprès du ministère du Revenu national, Taxation Statistics.

De ces quatre séries fondamentales de données, nous avons créé cinq séries de données financières pour notre recherche empirique. Les voici:

1. CF/E
2. CFAT/E
3. CF/S
4. CFAT/S
5. eff

"eff" (effective tax rate) représente le taux d'impôt en vigueur et se calcule simplement comme 1 moins le rapport de CFAT/E à CF/E (c'est-à-dire $1 - \frac{CFAT}{CF}$).

Le problème qui s'est posé, nous le voyons bien, a été de créer une série uniforme couvrant entièrement la période 1950-1969. Nous voulions aussi que notre série finale soit comparable aux "nouvelles" données plutôt qu'aux "anciennes".

La première méthode employée consistait à opérer une régression sur les données brutes de la période de chevauchement (1962-1967) et à calculer, d'après les coefficients obtenus, une série révisée (la nouvelle série modifiée), désaisonnalisée par la suite. C'est ainsi que nous avons obtenu la série pour l'ensemble du secteur manufacturier: cependant, au niveau des industries à deux chiffres, les résultats étaient si mauvais que nous n'avons pas pu les utiliser.

Nous avons décidé ensuite de relier les séries des industries à deux chiffres par le rapport entre la moyenne sur quatre trimestres de la "nouvelle" série désaisonnalisée à la série "ancienne" pendant la première année de chevauchement (1962). Ce rapport a ensuite servi à calculer la série "ancienne révisée". Cette série "ancienne révisée", couvrant la période 1950-1961, a été enchaînée au début de la "nouvelle" série afin de nous donner la série "finale".

Les quatre variables de profit, au niveau des industries à deux chiffres, sont présentées sous forme de taux trimestriels. Par exemple la statistique de CFAT/E est présentée sous la forme de 0.0523, soit un taux de rendement de 5.23 pour cent.

DONNEES SUR LA PRODUCTION, LA CAPACITE ET L'UTILISATION DE LA CAPACITE DE PRODUCTION

Les statistiques sur la production et la capacité ont été utilisées exclusivement pour les fonctions de productivité. Les données sur l'utilisation de la capacité ont servi à multiplier les variables de la demande dans certaines équations préliminaires des prix. Toutefois, tel qu'exposé au chapitre deux, cette méthode n'a pas été utilisée dans les dernières étapes de notre recherche, et nous n'avons pas rapporté les résultats qu'elle a produit là où nous l'avons utilisée.

Deux séries de données de base ont été utilisées.

- (i) La production, Q , a été mesurée d'après l'Indice de la production industrielle; les données trimestrielles ont été tirées du ruban n° 637 de la Commission des prix et revenus.
- (ii) Le stock de capital en dollars constants, K , a été

tiré de la publication Flux et stocks de capital fixe, industries de la fabrication, Canada 1926-1960⁹. Le professeur J.A. Sawyer, de l'Université de Toronto, a remis à jour cette série. La série statistique des stocks de capitaux est annuelle; elle a été transposée en série trimestrielle par voie interpolation.

Notre méthode de calcul pour la capacité et l'utilisation de la capacité s'approche de la méthode dite de Wharton, créée par Klein et Summers (1966). $\ln(Q)$, $\ln(K)$, $\ln(Q/K)$ ont été représentés graphiquement avec le facteur temps, et les sommets locaux de la série $\ln(Q)$ ont été calculés. Toutes les observations tombant au dessous du sommet local précédent dans la série $\ln(Q)$ ont été notées. Nous avons procédé ensuite aux deux régressions que voici:

$$(a) \ln Q/K = A + Bt \quad - \text{ pour toutes les observations } 1949-1969$$

$$(b) \ln Q/K = A^1 + B^1 t \quad - \text{ ces observations exclues}$$

où $\ln(Q)$ tombe au dessous du sommet local précédent. Voici comment ont été calculées les tendances du coefficient production-capital:

$$\text{Tendance (a)} = \text{anti } \ln(A + Bt) \quad (a)$$

$$\text{Tendance (b)} = \text{anti } \ln(A^1 + B^1 t) \quad (b)$$

Il est à noter que dans (b) la tendance a été calculée pour toutes les valeurs de t , y compris les valeurs qui n'entraient pas dans la régression originale. Ici nous avons établi que la série (b) était le calcul le plus sûr; c'est ainsi que seules les séries tirées de (b) ont servi aux analyses ultérieures.

Voici le calcul de la série de capacité:

$$CP_t = K_t * \text{tendance (b)} (Q/K)_t \quad .$$

⁹ Canada. Bureau Fédéral de la Statistique, Flux et stocks de capital fixe, industries de la fabrication, Canada 1926-1960. Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1966. BFS 15-523.

Nous avons calculé l'utilisation de la capacité tout simplement par le rapport en pourcentage de la production à la capacité.

Encore un point à noter, c'est qu'il nous a été impossible d'obtenir dans cette série les 15 industries des groupes principaux que nous avons d'habitude. Les industries du tabac, du caoutchouc et du cuir ont été regroupées, de même que les minéraux non métalliques et le pétrole et le charbon. Nous avons employé la série globale de la capacité pour chacune des industries de cet agrégat. En d'autres termes, la série "tabac-caoutchouc-cuir" a été employée sans changement pour chacune des industries qui la composent.

DONNEES DIVERSES

Cette section se veut un résumé de certaines séries diverses utilisées au cours de notre étude.

Taux de change

Le taux du change a été calculé d'après le prix du dollar canadien en dollars américains. Les données mensuelles ont été tirées de divers numéros du Statistical Summary de la Banque du Canada; une moyenne en a été faite afin de constituer des séries trimestrielles. Tel qu'exposé, la moyenne mobile de seize trimestres de la série qui résulte de ces calculs s'est avérée la spécification la plus satisfaisante des équations de prix.

Rendement des obligations

C'est le rendement des obligations à longue échéance de société industrielles, dont les chiffres nous ont été fournis par la maison McLeod, Young, Weir Co.

DONNEES STRUCTURELLES

Nous avons examiné diverses variables structurelles afin de déterminer la taille comparative des industries quant à divers aspects de leurs opérations. Les variables étaient les suivantes: proportion de syndiqués, degré de concentration, importations, exportations, salaire horaire moyen, emploi. Ces variables, sauf la première, ont été calculées en tant que pourcentage de la valeur pour l'ensemble du secteur manufacturier.

Proportion de syndiqués

Le nombre de travailleurs syndiqués (chiffré annuellement au 1er janvier) a été calculée d'après la Classification des activités économiques de 1948 pour l'ensemble du secteur manufacturier, pour l'industrie des biens durables, celle des biens non durables, et pour 17 industries manufacturières du groupe à deux chiffres; pour la période 1953-1960 ces données ont été tirées des Organisations de travailleurs au Canada et, pour l'année 1961, de la Gazette du Travail.

Le nombre de travailleurs syndiqués, d'après la C.A.E. de 1960, pour l'ensemble du secteur manufacturier, l'industrie des biens durables, celle des biens non durables, et pour 20 industries manufacturières du groupe à deux chiffres, a été extraite pour la période 1962-1969 de la Gazette du Travail.

Conformément aux méthodes exposées dans la première section, les données à deux chiffres de chacun des deux sous-ensembles ont été regroupées en 15 groupes à deux chiffres. Dans ce cas, il n'y a eu qu'à additionner.

Les données de 1953-1961 ont été divisées par la série appropriée sur l'emploi de la main-d'oeuvre directe, d'après la C.A.E. de 1948, séries tirées des registres de la division du travail de Statistique Canada.

Les données de 1962-1969 ont été divisées par la série appropriée de l'emploi de la main-d'oeuvre directe, d'après la C.A.E. de 1960, série tirée du ruban n° 637 de la Commission des prix et des revenus.

Sauf la simple addition d'une série à l'autre, il n'y a pas eu d'enchaînement à faire, vu l'absence de tout chevauchement entre les deux classifications.

Concentration

L'indice Herfindahl des expéditions des industries du groupe à trois chiffres a été tiré de tableaux inédits dressés par M. William Morrow, du ministère de la Consommation et des Corporations. Nous avons utilisé le chiffre des expéditions comme coefficient de pondération dans le regroupement de ces données au niveau du groupe à deux chiffres.

Tableau A.3
Données structurelles

	Expéditions août 1961	% des expéditions de l'ensemble du secteur manufac- turier	Indice pondéré de Herfindahl (concentration)	Importations en % de l'en- semble du secteur manufacturier	Exportations en % de l'en- semble du secteur manufacturier	Coefficient global du salaire horaire moyen dans l'industrie	Emploi en % du total
Ensemble du secteur manufacturier	58.7	100.00	-	100.00	100.00	100.00	100.00
<u>Industries du groupe à 2 chiffres</u>							
Aliments et boissons	12.6	21.4	9.93	5.22	11.61	0.895	14.8
Tabac	0.8	1.4	28.91	0.15	0.61	0.986	0.8
Caoutchouc	0.8	1.4	16.78	0.93	0.25	1.013	1.8
Cuir	0.7	1.2	4.87	0.70	0.24	0.664	2.4
Textile	2.2	3.7	16.60	6.88	1.08	0.787	5.0
Vêtement	2.5	4.3	1.22	0.72	0.27	0.645	8.0
Bois	3.5	5.9	3.03	1.71	10.69	0.844	7.8
Papier	5.5	9.4	5.73	1.25	28.83	1.158	8.1
Imprimerie et édition			1.05	2.15	0.18	1.107	4.9
Métaux	15.4	26.3	12.43	39.99	32.12	1.127	25.6
Matériel de transport	4.6	7.9	25.61	19.15	10.09	1.161	8.1
Minéraux non métalliques	1.7	2.9	13.98	2.40	1.01	1.016	3.1
Pétrole et charbon	3.0	5.2	19.65	2.41	0.38	1.456	1.3
Produits chimiques	3.6	6.1	10.01	7.23	4.96	1.158	4.9
Divers	1.5	2.5	7.78	9.98	1.70	0.885	3.3
				(100.87)	(100.02)		(99.9)

Tableau A.4
 Degré de syndicalisation (en pourcentages)
 Annuel, 1953-1969
 (débutant au 1er jan.)

Année	Ensemble du secteur manufacturier	Biens durables	Biens non durables	Aliments et boissons	Tabac	Caoutchouc	Cuir	Textile	Vêtement
1953	56.37	57.36	55.00	51.01	64.36	76.30	33.46	39.60	50.77
1954	56.76	57.15	56.32	53.77	59.27	70.68	44.52	50.52	50.43
1955	60.38	63.95	56.72	53.71	57.46	76.61	35.79	49.06	50.06
1956	65.03	67.34	62.57	62.11	61.97	85.17	35.75	52.30	63.51
1957	67.02	67.86	66.09	63.83	60.85	88.39	40.64	63.69	64.68
1958	67.51	69.79	65.18	62.15	67.90	87.64	39.27	58.30	62.46
1959	68.81	72.34	65.39	66.49	59.10	80.72	41.16	51.38	62.76
1960	68.99	71.57	66.56	66.22	59.07	86.26	40.83	62.80	57.64
1961	71.41	76.33	67.00	68.53	53.57	100.00	35.57	66.24	60.22
1962	72.49	74.16	71.05	78.69	53.88	77.09	39.05	65.14	61.98
1963	71.12	71.84	70.46	76.77	58.98	82.12	42.31	64.83	57.22
1964	71.72	72.97	70.56	76.98	60.32	81.38	47.73	69.03	57.33
1965	73.05	74.25	71.87	77.60	58.32	84.87	43.97	75.25	58.70
1966	71.45	72.40	70.47	75.86	67.40	87.98	50.88	70.92	57.58
1967	73.85	78.03	69.52	74.75	65.95	86.76	52.66	71.54	59.30
1968	76.12	81.98	70.84	77.24	71.65	85.86	50.63	71.20	61.23
1969	74.68	79.29	69.96	78.73	72.47	82.50	53.12	61.43	60.49

Tableau A.4

(suite)

Année	Bois	Papier	Imprimerie et édition	Métaux	Matériel de transport	Minéraux non métalliques	Pétrole et charbon	Produits chimiques	Divers
1953	47.51	86.83	74.70	53.83	67.14	66.39	41.02	43.36	21.88
1954	44.17	78.96	73.94	53.15	67.61	68.72	38.57	48.53	14.63
1955	47.42	84.65	71.04	60.29	83.13	56.20	38.39	44.98	17.00
1956	50.44	83.52	84.87	62.27	90.10	57.72	38.42	46.32	23.59
1957	58.74	89.91	80.17	65.67	76.36	68.76	41.10	48.72	25.17
1958	50.00	95.46	83.30	68.13	85.52	63.72	59.05	41.95	24.46
1959	44.48	88.18	100.00	75.08	87.08	61.05	46.72	45.63	23.86
1960	44.59	88.27	100.00	76.16	83.64	55.77	58.79	52.80	23.32
1961	46.22	90.18	90.43	82.23	87.52	65.51	55.83	50.14	21.43
1962	49.92	100.00	89.79	74.38	97.85	69.58	59.83	54.03	23.13
1963	45.96	100.00	94.81	72.72	93.47	69.76	59.01	59.24	22.63
1964	49.37	100.00	91.15	72.73	94.72	69.36	64.94	60.05	22.65
1965	50.13	99.49	91.52	71.17	100.00	78.70	62.59	67.20	23.15
1966	47.82	98.26	86.47	68.99	98.97	79.51	59.54	61.10	22.46
1967	65.93	87.77	86.49	69.79	100.00	70.37	61.19	67.34	25.10
1968	71.32	87.07	88.94	74.90	100.00	69.18	57.41	65.86	24.68
1969	57.94	89.99	86.02	74.54	100.00	75.70	57.84	66.74	29.63

Importations et exportations

C'est le personnel de la Commission des prix et des revenus qui nous a fourni les données annuelles concernant les industries du groupe à deux chiffres ainsi que l'ensemble du secteur manufacturier, de 1964 à 1969. Les séries comparatives des importations et exportations ont été créées en considérant la valeur de 1964 pour les industries du groupe à deux chiffres comme étant un pourcentage de la valeur pour l'ensemble du secteur manufacturier cette année-là.

Expéditions, salaire horaire moyen, emploi total

Les valeurs de ces séries sont les moyennes des quatre trimestres de 1961 calculées pour les industries du groupe à deux chiffres en tant que pourcentage de la série correspondante pour l'ensemble du secteur manufacturier. La présente annexe renferme un exposé plus détaillé de ces séries.

DONNEES SUR LES CONVENTIONS COLLECTIVES

Dans cette section, nous expliquerons les données relatives aux conventions collectives qui ont servi au calcul des facteurs de pondération k_t , $t-\tau$ imposés aux variables indépendantes des équations de salaires.

En 1966 le ministère du Travail, de concert avec le Conseil économique du Canada, a enregistré sur bande d'ordinateur "plusieurs éléments de grande importance économique généralement couverts par les conventions collectives"⁶, concernant 2,635 négociations fructueuses au Canada, dans toutes les industries excepté celle de la construction et les chemins de fer, pendant les années 1953 à 1966. Pour être comprise dans ce relevé, une négociation devait viser au moins 500 travailleurs. (On considère la négociation réussie si elle aboutit à la signature d'au moins une convention collective. Elle aura pu aboutir à la signature de plusieurs conventions collectives si la négociation concerne plusieurs établissements ou syndicats.) En 1969 le ministère du Travail a mis la bande à jour jusqu'à la fin de 1968. On y a donc ajouté 776 négociations fructueuses.

⁶ Voir Conseil économique du Canada, Troisième exposé annuel: Les prix, la productivité et l'emploi, Ottawa, Imprimerie de la Reine, 1966, pp. 140-146.

Cette bande contient une abondance de renseignements sur ces conventions collectives; nous en avons éliminé les industries non manufacturières. Nous avons pu grâce à celle-ci calculer la variable déterminante suivante, applicable à l'ensemble du secteur manufacturier ainsi qu'à nos 15 industries des groupes principaux.

$k_{t, t-\tau}$ = la proportion de la main-d'oeuvre directe à l'époque t liée par une convention signée à l'époque $t-\tau$ où t, τ , sont mesurés en trimestres.

Cette variable a été calculée en additionnant à chaque trimestre le nombre de travailleurs visés par une convention dans l'industrie concernée, et en décomposant cette somme par le trimestre de signature. Chaque total de trimestre de signature a été exprimé en tant que pourcentage du total des travailleurs liés par convention collective. Afin d'éviter un double compte, les travailleurs souscrivant une nouvelle convention pendant le trimestre examiné ont été compris dans le total des travailleurs déjà liés par convention, mais ceux dont la convention expirait pendant le trimestre ne l'ont pas été.

En outre, plusieurs autres variables ont été calculées, telles que la durée moyenne des conventions et la proportion de travailleurs bénéficiant de conventions comportant une clause d'échelle mobile; ces variables n'ont cependant pas été utilisées au cours de notre étude.

Si ces données sont de toute évidence précieuses, elles comportent cependant certaines limitations que nous devons rappeler.

- (i) Toutes les données salariales de la bande concernent la catégorie d'ouvriers la moins qualifiée de l'unité de négociation. Ceci ne nous a pas posé de problème d'envergure, puisque nous nous sommes préoccupés exclusivement des coefficients de pondération $k_{t, t-\tau}$; il s'agit cependant d'un grave inconvénient pour toute analyse qui viserait à expliquer les changements de salaires négociés. Rappelons que notre méthode consistait à établir le rapport entre les changements de salaires négociés $\Delta R^*_{t, t-\tau} / R^*_{t-1, t-\tau}$ et la conjoncture économique, ce qui nous a permis

d'éviter le problème que nous venons de décrire.

- (ii) Les données enregistrées sur la bande ne concernent que les travailleurs syndiqués qui sont membres de grandes unités de négociation, d'unités comptant au moins 500 employés. Nous ignorons dans quelle mesure les conventions collectives de ce groupe représentent les conventions des travailleurs syndiqués de petites unités de négociation, ou les contrats de travail de la main-d'oeuvre directe non syndiquée. Au premier trimestre de 1967, les travailleurs syndiqués enregistrés sur bande représentaient 45.8 pour cent des travailleurs syndiqués des industries manufacturières et 33.8 pour cent de la main d'oeuvre directe de l'ensemble du secteur manufacturier.
- (iii) L'échantillon de conventions présenté sur cette bande n'est pas identique à celui qu'utilise maintenant le ministère du Travail dans ses publications, la Revue mensuelle de la négociation collective, et la revue trimestrielle A Note on Statistics of Wage Developments Under Major Collective Agreements. Malheureusement, le ministère du Travail n'a pas l'intention de mettre cette bande à jour en y ajoutant les données de l'époque qui a suivi 1968.

Enfin, dans le but de donner quelque indication des ordres de grandeur des facteurs de pondération k_t , t_{-1} , et de leur évolution, nous présentons en tableau leurs valeurs trimestrielles, pour l'ensemble du secteur manufacturier, pendant la période 1956-1968.

Tableau A.5
Coefficients de pondération, 1956-1968

Trim.	k_t, t	$k_t, t-1$	$k_t, t-2$	$k_t, t-3$	$k_t, t-4$	$k_t, t-5$	$k_t, t-6$	$k_t, t-7$	$k_t, t-8$	$k_t, t-9$	$k_t, t-10$	$k_t, t-11$	$k_t, t-12$	$k_t, t-13$	$k_t, t-14$	
56:1	0.161	0.083	0.206	0.184	0.132	0.136	0.044	0.009	0.039	0	0	0.003	0.003	0	0	
56:2	0.295	0.166	0.073	0.162	0.039	0.067	0.116	0.039	0	0.038	0	0	0	0.003	0	
56:3	0.333	0.268	0.146	0.044	0.085	0.034	0.019	0.063	0.002	0	0.002	0	0	0	0.003	$k_t, t-15$.003
56:4	0.136	0.327	0.260	0.133	0.017	0.083	0.031	0.009	0	0	0	0.002	0	0	0	
57:1	0.087	0.138	0.320	0.245	0.087	0.012	0.079	0.025	0.004	0	0	0	0	0	0	$k_t, t-16$.003
57:2	0.114	0.087	0.139	0.317	0.145	0.077	0.010	0.053	0	0.004						
57:3	0.170	0.111	0.677	0.122	0.261	0.173	0.069	0.006	0.004	0	0.004					$k_t, t-17$.003
57:4	0.068	0.165	0.108	0.075	0.106	0.254	0.153	0.065	0.002	0	0	0.004				$k_t, t-18$.002
58:1	0.060	0.076	0.174	0.110	0.062	0.098	0.212	0.150	0.055	0.002						
58:2	0.103	0.085	0.099	0.091	0.103	0.076	0.123	0.213	0.031	0.072	0.003					
58:3	0.295	0.114	0.092	0.098	0.080	0.094	0.046	0.064	0.082	0.031	0.004					
58:4	0.245	0.262	0.101	0.082	0.038	0.064	0.083	0.013	0.020	0.063	0.027					
59:1	0.238	0.211	0.225	0.075	0.040	0.019	0.055	0.038	0.006	0.016	0.054	0.023				
59:2	0.104	0.276	0.239	0.105	0.052	0.025	0.022	0.058	0.025	0.007	0.018	0.048	0.023			
59:3	0.100	0.146	0.260	0.088	0.045	0.016	0.020	0.032	0.023	0.006	0.017	0	0.022			
59:4	0.177	0.088	0.128	0.209	0.192	0.074	0.037	0.009	0.014	0.028	0.020	0.003	0	0	0.019	
60:1	0.073	0.178	0.089	0.124	0.197	0.195	0.031	0.029	0.002	0.014	0.029	0.021	0	0		$k_t, t-15$.019
60:2	0.141	0.082	0.179	0.077	0.098	0.191	0.142	0.025	0.005	0.002	0.015	0.025				$k_t, t-16$.020
60:3	0.093	0.167	0.084	0.181	0.077	0.063	0.152	0.138	0.007	0.005	0.002	0.111				$k_t, t-17$.020
60:4	0.106	0.092	0.164	0.086	0.169	0.072	0.057	0.141	0.103	0	0.005	0.002				$k_t, t-18$.003

61:1	0.073	0.112	0.085	0.170	0.072	0.175	0.071	0.035	0.095	0.107	0	0.005	
61:2	0.156	0.091	0.122	0.084	0.098	0.085	0.052	0.030	0.109	0.120			
61:3	0.243	0.137	0.077	0.102	0.064	0.082	0.071	0.039	0.018	0.025	0.090	0.051	
61:4	0.157	0.242	0.137	0.060	0.102	0.064	0.080	0.056	0.023	0.012	0.019	0.047	
62:1	0.182	0.166	0.247	0.107	0.046	0.091	0.066	0.037	0.015	0.021	0.011	0.011	
62:2	0.189	0.220	0.172	0.043	0.113	0.051	0.090	0.062	0.009	0.018	0.021	0.012	
62:3	0.235	0.189	0.180	0.141	0.030	0.091	0.040	0.034	0.036	0.004	0.012	0.009	
62:4	0.052	0.230	0.185	0.186	0.133	0.029	0.083	0.039	0.022	0.034	0.004	0.004	
63:1	0.053	0.059	0.233	0.163	0.180	0.134	0.028	0.076	0.015	0.021	0.034	0.004	
63:2	0.138	0.065	0.059	0.195	0.110	0.182	0.113	0.200	0.058	0.015	0.014	0.029	0.002
63:3	0.122	0.145	0.060	0.055	0.177	0.101	0.166	0.104	0	0.047	0.011	0.013	
63:4	0.054	0.125	0.148	0.060	0.054	0.177	0.096	0.162	0.086	0	0.037	0.002	
64:1	0.030	0.061	0.131	0.156	0.061	0.058	0.188	0.071	0.124	0.093	0	0.027	
64:2	0.176	0.030	0.051	0.141	0.139	0.073	0.067	0.071	0.020	0.133	0.092		
64:3	0.256	0.178	0.030	0.040	0.116	0.114	0.057	0.047	0.030	0.017	0.062	0.053	
64:4	0.125	0.265	0.185	0.029	0.042	0.120	0.114	0.041	0.026	0.020	0.015	0.018	
65:1	0.157	0.114	0.243	0.166	0.027	0.038	0.107	0.062	0.033	0.020	0.014	0.011	0.007
65:2	0.103	0.176	0.123	0.252	0.154	0.027	0.035	0.080	0.006	0.029	0.016		
65:3	0.139	0.115	0.155	0.107	0.210	0.135	0.018	0.031	0.055	0.005	0.023	0.008	
65:4	0.085	0.134	0.111	0.149	0.103	0.202	0.118	0.012	0.011	0.051	0.003	0.023	
66:1	0.040	0.095	0.142	0.118	0.155	0.107	0.186	0.084	0.005	0.012	0.054	0.002	
66:2	0.191	0.046	0.093	0.139	0.087	0.152	0.105	0.068	0.060	0.005	0.011	0.042	
66:3	0.240	0.165	0.040	0.081	0.121	0.076	0.082	0.088	0.045	0.049	0.005	0.008	
66:4	0.056	0.240	0.162	0.039	0.081	0.117	0.072	0.080	0.078	0.040	0.034	0.002	
67:1	0.026	0.058	0.245	0.167	0.034	0.082	0.100	0.073	0.083	0.080	0.027	0.025	
67:2	0.057	0.028	0.060	0.254	0.172	0.033	0.081	0.076	0.063	0.081	0.074	0.021	
67:3	0.070	0.067	0.027	0.057	0.240	0.162	0.029	0.077	0.072	0.060	0.071	0.070	
67:4	0.022	0.084	0.080	0.032	0.068	0.289	0.192	0.017	0.073	0.084	0.057	0.001	
68:1	0.164	0.020	0.081	0.068	0.029	0.061	0.254	0.163	0.007	0.057	0.071	0.025	
68:2	0.166	0.193	0.023	0.086	0.075	0.034	0.051	0.171	0.155	0.008	0.017	0.017	0.002
68:3	0.240	0.135	0.153	0.021	0.068	0.059	0.026	0.033	0.126	0.122	0.006	0.009	
68:4	0.058	0.235	0.132	0.150	0.021	0.067	0.058	0.020	0.180	0.119	0.117	0.006	

BIBLIOGRAPHIE

- BAIN, JOE S. Barriers to New Competition, their Character and Consequences in Manufacturing Industries. Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1956. (Competition in American Industry No. 3)
- BEIGIE, CARL E. The Canada-U.S. Automotive Agreement: An Evaluation, Montreal, Canadian-American Committee, Private Planning Association, 1970.
- BODKIN, RONALD G., E.P. BOND, G.L. REUBER, et T.R. ROBINSON. Price Stability and High Employment: The Options for Canadian Economic Policy; an Econometric Study. Ottawa, Queen's Printer, 1966. (Economic Council of Canada. Special Study No. 5)
- BRECHLING, F.P. "The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries." Review of Economic Studies 32: 187-216, juillet 1965.
- CAVES, RICHARD E. et GRANT L. REUBER, et autres. Capital Transfers and Economic Policy: Canada, 1951-1962. Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1971. (Harvard Economic Studies No. 135)
- CHOUDHRY, N.K., Y. KOTOWITZ, J.A. SAWYER, et J.W.L. WINDER. The Trace Econometric Model of the Canadian Economy.

Toronto, University of Toronto Press, 1972. (Studies in Social and Economic Policy No. 1)

- COURCHENE, THOMAS J. "An Analysis of the Price-Inventory Nexus with Empirical Application to the Canadian Manufacturing Sector". International Economic Review 10: 315-336, octobre 1969.
- CRAGG, J.G. "Internal Factors and Canadian Inflation," in Conference on Inflation and the Canadian Experience, Queen's University, 1970. Proceedings. Dirigé par N. Swan et D. Wilton. Kingston, Industrial Relations Centre, Queen's University, 1971.
- DOWNIE, BRYAN M. Relationships between Canadian-American Wage Settlements: An Empirical Study of Five Industries. Kingston, Industrial Relations Centre, Queen's University, 1970. (Queen's University, Industrial Relations Centre, Research Series No. 18)
- DUNN, ROBERT M. "Flexible Exchange Rates and Oligopoly Pricing: A Study of Canadian Markets." Journal of Political Economy 78: 140-151, janvier/février 1970.
- ECKSTEIN, OTTO. "A Theory of the Wage-Price Process in Modern Industry." Review of Economic Studies 31: 267-86, octobre 1964.
- ECKSTEIN, OTTO. "Money Wage Determination Revisited." Review of Economic Studies 35: 133-143, avril 1968.
- ECKSTEIN, OTTO et GARY FROMM. "The Price Equation." American Economic Review 58: 1159-1183, décembre 1968.
- ECKSTEIN, OTTO et T.A. WILSON. "The Determination of Money Wages in American Industry." Quarterly Journal of Economics 76: 379-414, août 1962.
- ECKSTEIN, OTTO et DAVID WYSS. "Industry Price Equations." {Présentée à la "Conference on the Econometrics of Price Determination", commanditée par le Price Research Committee of the Federal Reserve Board et le Stability Committee of the Social Science Research Council, octobre 30-31, 1970, Washington, D.C.} Cambridge, Mass., Harvard Institute of Economic Research, 1971. (Discussion Paper No. 158).
- ECKSTEIN, OTTO, WYSS, D. et ANDO, F.H. "Output and Input Prices for 2-Digit Manufacturing Industries." Annexe à: Industry Price Equations, par Eckstein et Wyss. Non-publié.

- FRIEDMAN, MILTON. "The Role of Monetary Policy". American Economic Review 58: 1-17, mars 1968.
- GASKINS, DARIUS W. "Dynamic Limit Pricing: Optimal Pricing under Threat of Entry." Journal of Economic Theory 3: 306-322, septembre 1971.
- GORDON, ROBERT J. "The Recent Acceleration of Inflation and Its Lessons for the Future." Brookings Papers on Economic Activity 1: 8-47, 1970.
- GORDON, ROBERT J. "Inflation in Recession and Recovery." Brookings Papers on Economic Activity 1: 105-158, 1971.
- HALFTER, FAITH. The Cyclical Behavior of Materials' Prices in United States Industry, 1947-1965. Dissertation doctorale non-publiée, Harvard University, 1967.
- HAMERMESH, DANIEL S. "Wage Bargains, Threshold Effects, and the Phillips Curve." Quarterly Journal of Economics 84: 501-517, août 1970.
- HELLIWELL, JOHN F., L.H. OFFICER, H.T. SHAPIRO, et L.A. STEWART. The Structure of RDX1. Ottawa, Bank of Canada, 1969. (Bank of Canada, Staff Research Studies No. 3)
- HILDRETH, CLIFFORD et JOHN Y. LU. Demand Relations with Autocorrelated Disturbances. East Lansing, Michigan State University, Agricultural Experiment Station, Department of Agricultural Economics, 1960. (Technical Bulletin No. 276)
- HOUTHAKKER, HENDRIK S. "The Statistical Foundation of An Incomes Policy." in American Statistical Association, Business and Economics Section. Proceedings, 1968. Papers presented at the Annual Meeting... Pittsburgh, Pa., août 20-23, 1968...Washington, 1969.
- HYMANS, SAUL H. "The Trade-Off between Unemployment and Inflation: Theory and Measurement." in Readings in Money, National Income and Stabilization Policy. Dirigé par W.L. Smith et R.L. Teigen, Rev. ed. Homewood, Ill., Richard D. Irwin, 1970.
- JUMP, GREGORY V. et THOMAS A. WILSON. Policy Options for High Employment without Inflation. Toronto, Institute for the Quantitative Analysis of Social and

Economic Policy, University of Toronto, 1971. (Policy Paper Series No. 9)

- KALISKI, S.F. "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in Canada." International Economic Review 5: 1-33, janvier 1964.
- KAYSEN, CARL. "The Corporation: How Much Power? What Scope?," in The Corporation in Modern Society, dirigé par E.S. Mason, Cambridge, Harvard University Press, 1961.
- KLEIN, LAWRENCE R. et RONALD G. BODKIN, assisté de MOTOO ABE. "Empirical Aspects of the Trade-Offs Among Three Goals: High Level Employment, Price Stability and Economic Growth." Research Study No. 7 in Inflation, Growth, and Employment: A Series of Research Studies Prepared for the Commission on Money and Credit, Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1964.
- KLEIN, LAWRENCE R. et ROBERT SUMMERS. The Wharton Index of Capacity Utilization. Philadelphia, Economics Research Unit, Department of Economics, Wharton School of Finance and Commerce, University of Pennsylvania, 1966. (Studies in Quantitative Economics No. 1)
- KUH, EDWIN. "Income Distribution and Employment Over the Business Cycle." in The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. Dirigé par J.S. Duesenberry et autres. Chicago, Rand McNally, 1965.
- LEVINSON, HAROLD M. "Postwar Movement of Prices and Wages in Manufacturing Industries." Study Paper No. 21, A l'intention du U.S. Congress, Joint Economic Committee, Study of Employment, Growth and Price Levels. Washington, U.S. Government Printing Office, 1960.
- LIPSEY, RICHARD G. "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis." Economica N.S. 27: 1-31, février 1960.
- MALINVAUD, EDMOND. Statistical Methods of Econometrics. 2e éd. New York, American Elsevier Publishing Co., 1970.
- McGUIRE, TIMOTHY W. et L.A. RAPPING. "The Role of Market Variables and Key Bargains in the Manufacturing Wage

- Determination Process." Journal of Political Economy 76: 1015-36, septembre/octobre 1968.
- PENNER, RUDOLPH G. "Uncertainty and the Short-Run Shifting of the Corporation Tax." Oxford Economic Papers 19: 99-110, mars 1967.
- PERRY, GEORGE L. Unemployment, Money Wages, and Inflation. Cambridge, Mass., MIT Press, 1966. (MIT Monographs in Economics No. 7)
- PERRY, GEORGE L. "Changing Labor Markets and Inflation." Brookings Papers on Economic Activity 3: 411-41, 1970.
- PHELTS, EDMUND S. "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium." Journal of Political Economy 76 (4, pt. 2): 678-711, juillet/août 1968.
- PHILLIPS, A.W. "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957." Economica N.S. 25: 283-99, novembre 1958.
- PITCHFORD, J.D. A Study of Cost and Demand Inflation. Amsterdam, North Holland, 1963.
- REUBER, GRANT L. "The Objectives of Canadian Monetary Policy, 1949-61: Empirical Trade-Offs and the Reaction Function of the Authorities." Journal of Political Economy 72: 109-32, avril 1964.
- REUBER, GRANT L. "Wage Adjustments in Canadian Industry, 1953-66." Review of Economic Studies 37: 449-68, octobre 1970.
- SCHULTZE, CHARLES L. et J.L. TRYON. "Prices and Wages" in The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. Dirigé par J.S. Duesenberry et autres. Chicago, Rand McNally, 1965.
- SPARKS, GORDON R. et DAVID A. WILTON. "Determinants of Negotiated Wage Increases: An Empirical Analysis." Econometrica 39: 739-750, septembre 1971.
- THEIL, HENRI, Economic Forecasts and Policy. 2ième édition Amsterdam, North Holland, 1961.
- TURNOVSKY, STEPHEN J. "Some Empirical Evidence on the Formation of Price Expectations." Journal of the American Statistical Association 65: 1441-54, décembre 1970.

- TURNOVSKY, STEPHEN J. "The Expectations Hypothesis and the Aggregate Wage Equation: Some Empirical Evidence for Canada." Economica N.S. 39: 1-17, février 1972.
- TURNOVSKY, STEPHEN J. et MICHAEL L. WACHTER. "A Test of the Expectations Hypothesis Using Directly Observed Wage and Price Expectations." Review of Economics and Statistics 54: 47-54, février 1972.
- VANDERKAMP, JOHN. "Wage and Price Level Determination: An Empirical Model for Canada." Economica N.S. 33: 194-218, mai 1966.
- WILSON, THOMAS A. "An Analysis of the Inflation in Machinery Prices," Study Paper No. 3, A l'intention du U.S. Congress, Joint Economic Committee, Study of Employment, Growth and Price Levels. Washington, U.S. Government Printing Office, 1959.
- WILSON, THOMAS A. et O. ECKSTEIN. "Short-Run Productivity Behavior in U.S. Manufacturing." Review of Economics and Statistics 46: 41-54, février 1964.
- WILSON, THOMAS A. et N.H. LITHWICK. The Sources of Economic Growth. Ottawa, Queen's Printer, 1968. (Studies of the Royal Commission on Taxation No. 24)
- ZAIDI, M.A. "The Determination of Money Wage Rate Changes and Unemployment-Inflation "Trade-Offs" in Canada." International Economic Review 10: 207-19, juin 1969.

