



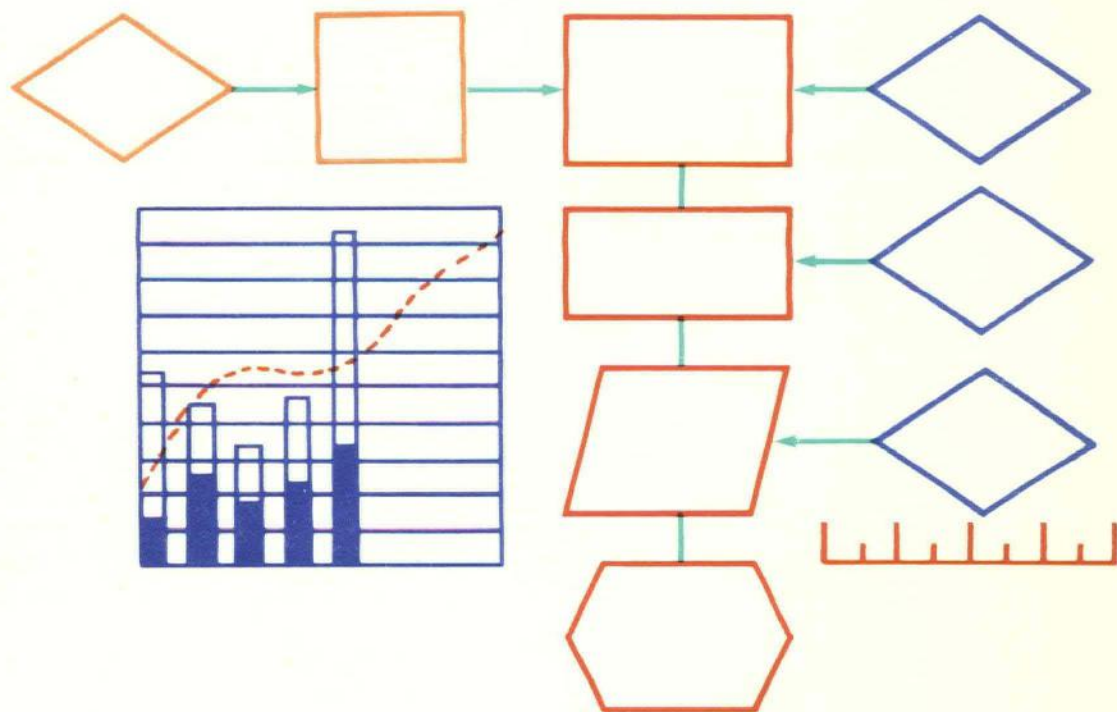
Regional
Economic
Expansion

Expansion
Économique
Régionale

Document Préliminaire No.5

SALAIRES ET GAGES DANS
CANDIDE-R

Juillet 1975

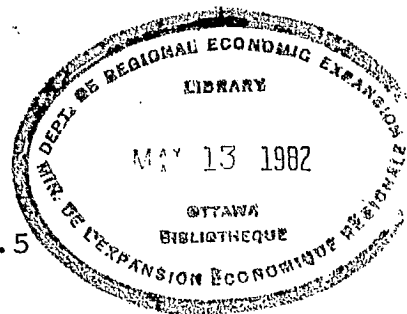


HC
115
C22714
no.5

DMIC DEVELOPMENT ANALYSIS DIVISIONS
DIVISIONS DES ÉTUDES DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE

Quantitative Analysis Unit
Unité d'Analyse Quantitative

HC
115
022714
2015



Document Préliminaire No.5

SALAIRES ET GAGES DANS
CANDIDE-R

Juillet 1975

Ce document préliminaire est distribué aux éventuels utilisateurs du modèle CANDIDE-R, afin que leurs auteurs reçoivent les critiques constructives qui leur permettront d'améliorer cet instrument d'analyse.

Puisque ce texte n'est pas une publication officielle du ministère de l'Expansion économique régionale, il ne peut pas être cité ou utilisé pour publication ultérieure sans consultation avec les auteurs. Tout commentaire devrait être adressé à:

Groupe d'Analyse Quantitative
Ministère de l'Expansion Economique Régionale
Chambre 1127
161 Laurier Ouest
Ottawa, K1A 0M4

SALAIRES ET GAGES DANS CANDIDE-R.

par

Alban D'Amours
Université de Sherbrooke

TABLE DES MATIERES

1. Introduction
 2. Un modèle des salaires à impulsions sélectionnées
 - 2.1. Préalables
 - 2.2. Le modèle
 - 2.2.1. La spécification du modèle
 - 2.2.2. Quelques aspects théoriques particuliers au modèle
 - 2.2.3. Incorporation du modèle à CANDIDE-R.
 3. Les résultats empiriques
 4. Conclusion
- Appendice A: Techniques d'estimation
- B: Liste des mnémoniques

1.0. Introduction¹

Le bloc des salaires régionaux poursuit les mêmes objectifs que son homologue le modèle national. Il sert à estimer la composante la plus importante du revenu personnel et à calculer les coûts unitaires du travail requis par le bloc des prix industriels, lesquels servent à leur tour à expliquer les indices implicites des valeurs ajoutées.

Le fonctionnement de mécanismes régionaux de détermination des salaires doit permettre la réalisation de ce double objectif. Ainsi on a conçu l'intégration de cette dimension régionale à CANDIDE suivant la thèse, très répandue, que la dispersion est la variable appropriée pour tenir compte des différences régionales dans le cadre d'une analyse à caractère national.

Les salaires et gages ont donc été régionalisés suivant une approche qui tient de la technique de rétroaction limitée.² En résumé, les équations originales de CANDIDE servent à estimer, dans une première étape, les moyennes nationales des salaires; dans une deuxième étape, les mécanismes régionaux déterminent les salaires par région; enfin, dans une troisième et dernière étape, les salaires régionaux sont ajustés

-
1. Nous remercions Michel Bergeron, professeur du département d'Economique de Sherbrooke pour ses judicieux commentaires.
 2. Voir Vue d'ensemble du modèle Candide-R, pp. 9-10.

afin que leur somme corresponde aux salaires obtenus dans la première étape.

Le cadre conceptuel des mécanismes régionaux de détermination des salaires s'inspire d'un modèle, dit à impulsions sélectionnées³. Précisons tout de suite que ce genre de modèle fait appel à un choix de variables sélectionnées de sorte que l'on retrouve des facteurs susceptibles de déplacer la courbe d'offre, d'autres la courbe de demande et des éléments pour représenter le déséquilibre sur le marché en question. Ces trois types de facteurs explicatifs sont ensuite réunis dans une relation de forme multiplicative et non pas linéaire afin de quantifier l'effet net de ces forces. Compte tenu du rôle important joué par la productivité dans la détermination à long terme des salaires⁴, le modèle retient la productivité relative comme première impulsion exercée sur les salaires régionaux par le déplacement des courbes de demande de travail. Le deuxième type d'impulsion provient des variations des salaires réels payés dans l'industrie nationale, qui exercent leur

-
3. Cowling, K. et Metcalf, D.: "Wage - unemployment Relationships: A Regional Analysis for the U.K. 1960 - 1965", Oxford Bulletin of Economics and Statistics février 1967, pp. 31-39.
Smith, V.K. et Patton, R.A.: "Sub-Market Labor Adjustment and Economic Impulses: A Note on the Ohio experience", Regional Studies, vol. 5, 1971, pp. 91-93.
4. Voir Kuh, E., "A Productivity Theory of Wages - An Alternative to the Phillips Curve", Review of Economic Studies, Octobre 1967, vol XXXIV , pp. 333-360.

influence en déplaçant les courbes régionales d'offre de travail. Enfin, le modèle contient le taux de chômage comme 3^e variable dont le rôle est d'introduire la notion de déséquilibre.

2. Un modèle des salaires à impulsions sélectionnées.

Pour la détermination des salaires, la plupart des modèles macroéconomiques s'inspirent du cadre analytique emprunté à Phillips ou à Kuh. Candide n'y fait pas exception. Le bloc national détermine les taux de salaire pour trois industries en utilisant une relation du type Phillips dynamique. On relie alors le taux de variation des taux de salaire d'une industrie au taux de variation de l'indice des prix à la consommation et à l'inverse du taux de chômage de la période actuelle et des années passées. On introduit également le taux de salaire en vigueur dans l'industrie américaine correspondante avec une structure de retard échelonné, dans l'hypothèse où l'exigence de la parité salariale lors des négociations collectives et les liens très étroits unissant les deux économies se traduisent par des mouvements analogues dans la hausse des salaires. Pour les neuf autres industries, le bloc national détermine la masse salariale en fonction de variables plus susceptibles de mettre en lumière la tendance et donc mieux adaptées au contexte de moyen terme du modèle. On retrouve la

productivité, la production et/ou l'emploi comme facteurs explicatifs mais on a également incorporé une clause pour l'escalade des prix. La régionalisation de Candide ne sacrifie aucune relation nationale et tient compte encore plus étroitement de facteurs liés à la croissance à moyen terme des salaires.

2.1. Préalables

Pour spécifier d'une façon rentable le mécanisme de détermination des salaires de l'industrie i de la région j , nous devons tenir compte d'un ensemble de phénomènes tout aussi importants les uns que les autres. Il y a d'abord la présence des équations nationales qui visent à déterminer des moyennes nationales; il y a ensuite l'interdépendance régionale des marchés et leur structure respective, la disponibilité restreinte d'un certain nombre de données et enfin le caractère à moyen terme de CANDIDE.

Il importe également de réfléchir sur le choix de l'expression des salaires. Travaillerons-nous avec la masse salariale, le taux de salaire ou le taux de changement du taux de salaire? Comme il est bien connu, les équations de salaires sont habituellement estimées en utilisant comme variable endogène le taux de changement des taux de salaire.

La rationalisation de cet usage fournie par Lipsey ⁵ repose sur l'hypothèse qu'en situation de concurrence, le taux de changement du prix d'un bien dépend de la demande excédentaire pour ce bien. Comme l'observent Agarwala, Drinkwater, Khosla et McMenomy ⁶, cette hypothèse n'offre qu'une théorie des prix en déséquilibre autour d'une valeur d'équilibre stationnaire. En pratique, nous devrions avoir plus de succès dans nos tentatives d'expliquer les séries temporelles sur les salaires en suivant les déplacements de l'équilibre qu'en faisant appel à l'ampleur du déséquilibre.

2.2. Le Modèle.

Pour tenir compte des remarques précédentes, nous avons conçu la construction d'un modèle en périphérie du modèle national. Pour déterminer les salaires de l'industrie i de la région j , on utilise l'offre et la demande de travail de l'industrie (i, j) , qu'on suppose structurellement différents pour tout (i, j) , et qui cristallisent l'état d'interdépendance régionale.

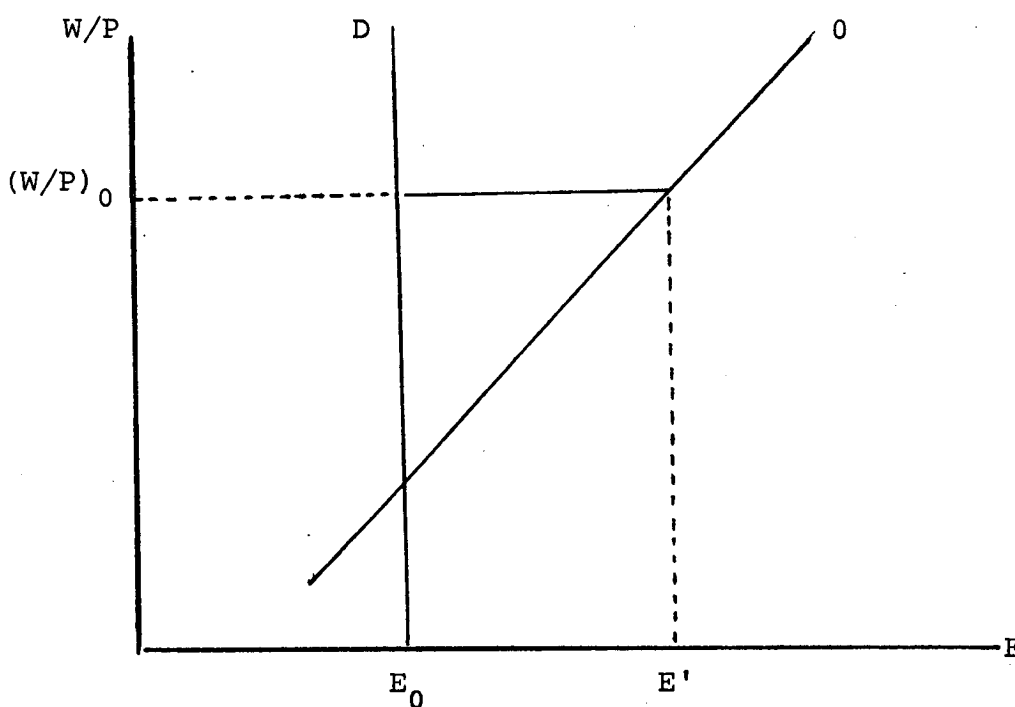
5. Lipsey, R.G., "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage rates in the United Kingdom 1862-1957: A Further Analysis", Economica, Feb. '60, vol. XXVII.
6. Agarwala et al., "A Neo-classical Approach to the Determination of Prices and Wages", Econometrica, Août '72.

Posons un certain nombre d'hypothèses, afin de mieux comprendre le cheminement à la base de la spécification de notre modèle. Supposons que la demande de travail (D) de l'industrie (i,j) est une fonction croissante de la production et qu'elle est indépendante du salaire réel, Supposons que l'offre (O) de travail est une fonction croissante du salaire réel. Analysons la dynamique de ce marché en état de déséquilibre mesuré par un taux de chômage positif.

L'assemblage de ces hypothèses nous donne le graphique 1 qui permet de visualiser pour certaines industries la possibilité d'un déséquilibre dont l'étendue se mesure à l'aide du taux de chômage.

Graphique 1.

Marché du travail



L'estimation d'un tel modèle exige que nous mettions au point une technique d'estimation en déséquilibre. L'approche de la courbe Phillips est une façon de contourner la difficulté mais nous préférons l'ignorer car elle ne convient pas très bien dans une perspective de moyen terme. Bien qu'on puisse mettre au point une telle technique, nous croyons possible d'obtenir des résultats tout aussi intéressants en sélectionnant les variables à l'origine des déplacements dans les courbes d'offre et de demande.

2.2.1. La spécification du modèle.

Nous supposons donc la relation suivante pour l'industrie (i,j)

$$\frac{W_{ijt}}{E_{ijt}} = e^{\delta} U_{jt}^{\alpha} \left[\frac{X_{ijt}}{E_{ijt}} \right]^{\beta} \left[\frac{W_{it}/E_{it}}{CPI_t} \right]^{\gamma} CPI_t^{\eta} e^{\mu t} \dots (1)$$

où, W_{ijt} : masse salariale dans l'industrie i de la région j au temps t;

δ : constante

U_{jt} : taux de chômage de la région j au temps t;

X_{ijt} : production dans l'industrie i de la région j ;
 E_{ijt} : emploi dans l'industrie i de la région j ;
 W_{it} : masse salariale dans l'industrie canadienne i ;
 CPI : indice des prix canadiens à la consommation ;
 μ_t : terme d'erreur

Les hypothèses contenues dans l'équation (1) reposent sur les prémices suivantes: la variable U fait état du déséquilibre dans l'industrie (i,j) ; la variable "productivité" sert à déplacer la demande; et finalement $(W_i/E_i)/CPI$ sert à déplacer l'offre. Nous posons comme hypothèse que l'amélioration relative dans la productivité des travailleurs de l'industrie (i,j) , par rapport à l'industrie canadienne i se traduit par une augmentation de la demande de travail de l'industrie (i,j) en prévision d'une production accrue dans cette même industrie⁷. Quant à la variable $(W_i/E_i)/CPI$ elle permet aux travailleurs de l'industrie (i,j) de remettre en question leur participation en faisant un rapprochement entre les salaires payés par l'industrie (i,j) et ceux versés en termes réels par l'industrie canadienne.

Considérant la productivité de l'industrie canadienne i , comme la résultante des performances régionales, tout accroissement de production canadienne accompagné d'un accroisse-

 7. Nous discutons plus loin cette hypothèse. Nous tenons à remarquer cependant que cette hypothèse n'implique pas nécessairement l'usage de variables à retards échelonnés puisque les données utilisées sont annuelles.

ment de productivité moyenne dans l'industrie i doit se refléter dans les productivités relatives des régions. Si l'accroissement de production canadienne dans l'industrie i se concentre dans la région j , il est clair que cela provoquera une amélioration relative de la productivité de l'industrie (i,j) et entraînera une augmentation de la demande de travail dans l'industrie (i,j) . Dans ces conditions, si l'offre de travail ne se déplace pas, les salaires de l'industrie (i,j) devraient connaître une poussée vers le haut, car une demande de travail spécialisée n'affecte pas dans un tel modèle, le bassin des chômeurs désireux de travailler dans l'industrie (i,j) aux salaires existants. On peut donc anticiper une hausse des salaires dans l'industrie (i,j) , si l'accroissement de la demande ne réduit pas complètement le nombre de chômeurs.

Par contre, si l'amélioration de la productivité moyenne dans l'industrie (i,j) ne s'accompagne pas d'une augmentation de la demande, on peut facilement imaginer une situation où les travailleurs s'organiseraient pour bénéficier partiellement de ces améliorations de productivité par une action concertée sur l'offre.

La variable "productivité" offre comme possibilité de puiser dans le modèle national les variations dans la productivité de l'industrie canadienne que nous traduisons

régionalement ensuite par des majorations de salaires. La variable $(W_i/E_i)/CPI$ offre les mêmes avantages. Faisant intervenir les salaires canadiens, elle établit les liaisons nécessaires entre les mécanismes canadiens de détermination des salaires et les mécanismes régionaux. La variable $(W_i/E_i)/CPI$ joue de plus un rôle particulier dans notre modèle. Comme nous l'avons déjà souligné plus haut, elle permet aux travailleurs de l'industrie (i,j) de remettre en question leur participation au marché du travail en établissant un rapprochement entre les salaires payés par l'industrie (i,j) et ceux versés en termes réels dans l'industrie canadienne. Une augmentation de $(W_i/E_i)/CPI$ déplacera la courbe d'offre vers le haut et, ceteris paribus, entraînera une augmentation de W_{ij} .⁸ Ce déplacement de l'offre vers le haut s'explique par une émigration des travailleurs vers des régions offrant de meilleurs salaires réels ou soit par des retraits de la force de travail lorsque les fruits des négociations collectives ou privées ne se traduisent pas par des salaires majorés.

Compte tenu du cadre analytique utilisé, on s'attend à un coefficient positif α pour la variable U dans les cas où elle se révélera significative. Il est possible alors de classifier les régions selon leurs élasticités respectives des

8. On peut établir un tel rapprochement entre les salaires régionaux et nationaux car les deux variables sont à toute fin pratique mesurées en dollars constants. La variable CPI^n du membre droit sert en fait à dégonfler (W_{ijt}/E_{ijt}) dans la mesure où l'on anticipe un n estimé très près de l'unité. En ne contraignant pas le coefficient de CPI à évaluer l'unité, on permet aux diverses industries régionales de s'adapter plus ou moins parfaitement pour tenir compte de l'accroissement du coût de la vie.

salaires par rapport au chômage puisque les coefficients d'une équation estimée sous forme logarithmique nous fournissent directement une mesure de l'élasticité.

2.2.2. Quelques aspects théoriques particuliers au modèle.

L'allure générale de l'équation (1) est particulière sur plus d'un aspect. Elle s'inspire d'abord de l'approche de Kuh⁹ où le fonctionnement du marché du travail repose dans une première étape d'analyse, sur une variable fondamentale de la demande, soit la productivité, et qui reconnaît par la suite l'importance des variables d'offre dans le cadre d'un système d'équations simultanées. Au niveau de la région (j), l'hypothèse de Kuh pourrait se réduire essentiellement à:

$$W_{ijt} = f \left[U_{jt}, \frac{P_{ijt} \cdot X_{ijt}}{E_{ijt}}, CPI_t \right] \dots \dots (2)$$

où apparaît la productivité en valeur¹⁰.

-
9. Kuh, E., "A Productivity Theory of Wage Levels - An alternative to the Phillips Curve", Review of Economic Studies, Vol. XXXIV, 1967, pp. 333-360.
10. Cette mesure de la productivité en valeur facilite l'analyse en permettant l'usage des salaires nominaux comme variables endogènes. Comme notre modèle considère la productivité relative de l'industrie d'une région par rapport à la nation et comme nous ne disposons pas d'indices de prix adéquats des productions régionales, le ratio des productivités en valeur ne différerait pas du ratio utilisé actuellement. D'ailleurs comme nous l'avons déjà signalé, nous travaillons en quelque sorte avec le salaire réel dans l'hypothèse où $n \rightarrow 1$. Ainsi nous sommes cohérents car nous utilisons deux mesures réelles pour les salaires et la productivité, au lieu de deux mesures nominales.

L'équation (1) se distingue de l'approche de Kuh en considérant comme sous-jacente la structure du marché du travail. Elle repose sur le fonctionnement de ce marché pour déterminer les salaires dans un contexte régional. L'exercice de statique comparée, que l'on retrouve en introduction à la spécification du modèle, fournit la description du fonctionnement de ce marché. La solidité de la valeur théorique des éléments moteurs de la dynamique de ce marché résulte du choix d'un cadre basé essentiellement sur les prix relatifs.

Nonobstant les problèmes relatifs au fondement théorique de la détermination des salaires, un contexte régional comporte des contraintes additionnelles. La difficulté posée par la spécification d'un modèle régional se réduit principalement à saisir à la fois les déterminants autonomes d'un phénomène dans le temps et les influences transversales qui se font sentir d'une région à l'autre. Conséquemment à la reconnaissance de la dimension spatiale de l'offre et de la demande de travail et à la mobilité partielle des facteurs de production, il faut permettre aux prix relatifs tout comme au niveau général des prix de varier. C'est ce que nous cherchions à réaliser dans l'équation (1) par le choix des variables retenues comme source motrice des déplacements des courbes d'offre et de demande du travail.

Dans cette perspective, notre théorie des salaires relatifs d'une région par rapport aux salaires canadiens s'apparente donc à une adaptation de la "théorie du salaire permanent" de Friedman-Mincer.¹¹ Compendieusement on pourrait associer le salaire réel, soit $(W_{it}/E_{it})/CPI_t$ au salaire permanent et l'indice de prix à la consommation à la composante transitoire. Ainsi $((W_{it}/E_{it})/CPI_t)$ sert à saisir les variations des salaires relatifs en termes réels et à provoquer des modifications dans la participation des travailleurs d'une région due à leur position relative plus ou moins favorable dans l'industrie canadienne. L'information transmise par la variable $((W_{it}/E_{it})/CPI_t)$ aux travailleurs de l'industrie leur permet de formuler des anticipations, toujours dans le cadre de la théorie du salaire permanent, sur l'état de leur bien-être relatif. Leur façon d'affecter ce bien-être mesuré par leur salaire réel consiste donc à modifier leur participation comme travailleurs dans cette industrie. A priori, on s'attend donc à un γ positif.

Nous pourrions également considérer $(W_{it}/E_{it})/CPI_t$ comme indicateur prévisionnel au même titre que les profits dans le cas de la production¹².

11. Lucas, R. et Rapping, L.A.: "Real Wages, Employment and Inflation" tiré de "Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory" édité par Phelps, E.J.; Norton (1970)p.266. Wachter, M.L.: "Relating Wage Equations for U.S. Manufacturing Industries 1947 - 1967" Review of Economics and Statistics November 1970 pp. 405-410.

12. Selon la terminologie du National Bureau of Economic Research sur ce sujet, voir B.M. Friedman and M.L. Wachter "Unemployment: Okun's Law Labor Force, and Productivity", Review of Economics and Statistics, mai 74

Quant à la variable:

$$\left[\frac{X_{ijt}}{E_{ijt}} / \frac{X_{it}}{E_{it}} \right], \text{ elle sert à mesurer les}$$

impulsions sur la demande de travail. Estimée sous forme de rapport des productivités, elle joue, auprès des employeurs, un rôle analogue à celui des salaires relatifs auprès des travailleurs. Une amélioration de ce rapport pour une industrie régionale incite les employeurs à augmenter leur demande de travail afin d'exploiter localement les augmentations de profits possibles. Le coefficient β devrait être positif aussi.

Si nous retournions à l'équation (1), nous pourrions, à la façon de Kuh¹³, considérer, ceteris paribus, le rapport des productivités comme un rapport des profits¹⁴ de l'industrie régionale (i) sur les profits de la même industrie canadienne. Ainsi, une augmentation des productivités relatives ferait état d'une hausse des profits de l'industrie (i,j) qui anticiperait alors une augmentation de la demande

13. Kuh, opus cit., p. 337: "Specifically Profit Markups can be written as $MU = \frac{PX}{WM}$ (when PX_{ij} value added, W the wage rate, M means hours).

14. Pour établir un parallèle entre ces concepts, il faut que les 2 variables soient mesurées en valeur. La mesure du ratio de la productivité en valeur ne différerait en rien de la nôtre car nous devons supposer que les prix implicites régionaux de la production d'une industrie correspondent aux prix nationaux. Si dans $[(P_{ijt} \cdot X_{ijt})/E_{ijt}] / [(P_{it} \cdot X_{it})/E_{it}]$, $P_{ijt} = P_{it}$, alors ce ratio égale $(X_{ijt}/E_{ijt}) / (X_{it}/E_{it})$

pour son produit ¹⁵ .

Nous avons écrit que la variable U_{jt} jouait d'abord un rôle en relation avec une situation de déséquilibre. Si nous poussons davantage l'examen de l'équation (1), en agrégeant les W_{ijt} par rapport aux régions nous obtenons comme forme générale pour les salaires par industrie:

$$W_{it} = f(U_t, CPI_t) \dots \dots \dots (3)$$

où

$$\frac{dW_{it}}{dt} = \frac{\partial W_{it}}{\partial U_t} \cdot \frac{dU_t}{dt} + \frac{\partial W_{it}}{\partial (CPI)_t} \cdot \frac{d(CPI)_t}{dt} \dots (4)$$

L'équation (4) ressemble à une équation type de Phillips, excepté que le taux de chômage y apparaît sous forme de taux de changement et non pas de niveau. Il appert donc que la présence de U_{jt} dans l'équation (1) ajoute une dimension à notre modèle en permettant aux taux de chômage régionaux de tenir compte des variantes structurelles des marchés régionaux ¹⁶ et du fait que selon Bowen et Berry ¹⁷, le rapport

15. Pour des discussions sur l'usage des profits comme indicateur prévisionnel ou comme variable à la base d'anticipations dans un modèle néo-classique, voir respectivement:

Evans, M.K., Macroeconomic Activity: Theory, Forecasting and control, New York, Harper and Row, 1969

Gordon, D.F. and A. Hines, "On the Theory of Price Dynamics" dans Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory, E.S. Phelps et Al. (Eds), New York, Norton 1970.

16. Lipsey, R.G., "The Relation between Unemployment and the Rate of change of Money Wage Rates in the U.K. 1862-1957: A Further Analysis", Economics (27), 1960, pp. 1-31.

17. Bowen, W.G., et Berry, R.A., "Unemployment Conditions and Movements of the Money Wage Level", R.E. and Stat., 45, (2), 1963, p. 163-172.

chômage cyclique - chômage structurel varie dans le temps. Donc, puisque les changements du taux de chômage sont plus étroitement liés au chômage cyclique nous devrions plutôt anticiper une corrélation significative entre le taux de changement des salaires et les variations du taux de chômage:

"For long-period studies, changes in unemployment may well constitute a more reliable index of active labour market processes than the level of unemployment, which is more susceptible to inter-period variation in the amount of structural unemployment"¹⁸

Un dernier aspect théorique intéressant¹⁹ porte sur la formulation mathématique de l'équation (1) qui implique que toute formule d'indexation des salaires canadiens au coût de la vie serait impuissante à élever les salaires régionaux sans l'incorporation de l'indice des prix à la consommation CPIⁿ. En effet, l'indexation de W_{it}/E_{it} au taux d'augmentation de $(CPI)_t$ laisse inchangée la variable $(W_{it}/E_{it})/CPI_t$. Le rapport des productivités ne peut non plus se charger de transmettre aux régions le fruit de l'indexation parce qu'il s'agit d'une mesure en termes réels.²⁰

18. Ibid p. 169

19. Nous devons cette remarque à Monsieur Michel Bergeron, du département d'économique de l'Université de Sherbrooke.

20. Même si le ratio des productivités était exprimé en valeur $\left(\frac{P_{ijt} \cdot X_{ijt}}{E_{ijt}} \right) / \left(\frac{P_{it} \cdot X_{it}}{E_{it}} \right)$, l'augmentation des prix régionaux

consécutive à la hausse du prix national ne modifierait pas le ratio des productivités.

L'indice des prix à la consommation de l'équation (1), obvie à cette difficulté.

Comme nous ne disposons pas d'indices régionaux de qualité satisfaisante, nous utilisons la variable canadienne (CPI): indice canadien des prix à la consommation pour se faire.

Est-il besoin de rappeler que nous avons d'abord construit notre modèle en périphérie au modèle national, Candide 1.1. Les équations originales de Candide nous fournissent un estimé des moyennes nationales des salaires, requis pour l'estimation des salaires régionaux. Ainsi dans une deuxième étape, on détermine les salaires par région en ayant soin de tenir compte des différences cycliques et structurelles entre les régions sur le marché du travail. Dans une dernière étape, les salaires régionaux estimés sont ajustés afin que leur somme corresponde aux salaires nationaux obtenus dès le départ.

La mécanique de correction répartit l'écart entre les deux estimés de la masse salariale canadienne selon l'importance relative de chacune des composantes régionales:

$$W^*_{ijt} = \hat{W}_{ijt} + \frac{\hat{W}_{ijt}}{\sum_j \hat{W}_{ijt}} [\hat{W}_{it} - \sum_j \hat{W}_{ijt}] \dots\dots\dots (5)$$

où * = après correction

En principe, nous aurions souhaité un dénouement différent pour cette troisième étape. Originellement, nous nous proposons de réagréger les salaires régionaux estimés lors de la deuxième étape, et de substituer ces valeurs aux estimations nationales obtenues à l'aide des équations initiales de Candide. Une telle agrégation des salaires régionaux aurait véhiculé et inscrit l'influence de la dispersion régionale partout dans le modèle où l'on utilise les salaires comme variable explicative. Cette caractéristique nous aurait permis d'étudier l'impact des disparités régionales de salaires sur la moyenne nationale et sur l'ensemble de l'économie. Il y aurait même tout un champ d'alternatives intermédiaires possibles, si l'on décidait de corriger nos estimés régionaux de la deuxième étape en répartissant un certain écart défini comme: $[\chi\% * \text{estimé national}]$

de la première étape + (100 % - χ %) * somme des estimés régionaux de cette industrie] - (somme des estimés régionaux de cette industrie. Ceci nous donnerait comme valeurs régionales corrigées:

$$W_{ijt}^* = \hat{W}_{ijt} + \frac{\hat{W}_{ijt}}{\sum_j \hat{W}_{ijt}} \left\{ [(\beta * \hat{W}_{it}) + [(1-\beta) * \sum_j \hat{W}_{ijt}]] - \sum_j \hat{W}_{ijt} \right\} \dots (6)$$

Comme pour la consommation dans le modèle Candide, on laisserait le choix à l'utilisateur de fixer la valeur de β . En principe, on choisit après une série d'expériences la valeur de β qui minimise la variance des estimés de la consommation, ou dans notre cas de $\sum_j \hat{W}_{ijt}$. De telles simulations risquent fort de nous conduire au maintien du statu quo, soit un $\beta = 1$. Théoriquement on devrait gagner à conserver une portion de l'information des estimés agrégés de la première étape et une portion de l'information des estimés désagrégés de la deuxième étape, car le détail plus poussé du niveau régional complète par des éléments inexploitable au niveau national. Pratiquement comme l'information véhiculée par les salaires au niveau national est requise dans l'estimation des salaires régionaux, les performances des équations régionales dans le modèle se trouvent partiellement liées à la qualité des estimations des salaires nationaux. Les erreurs des équations nationales se transmettent donc automatiquement aux régions en plus des erreurs issues de la spécification comme telle des autres variables explicatives et de la mauvaise qualité

de plusieurs variables régionales. Dans la mesure où l'on fonde des espoirs d'amélioration des équations nationales, un grand pas serait franchi en faveur de l'adoption de l'approche originelle car les résultats de l'estimation des équations au niveau régional sont très encourageants.

3. Les résultats empiriques

Nous présentons dans cette section la totalité des résultats empiriques obtenus. Toutefois, nous aimerions permettre au lecteur d'évaluer la performance de notre modèle dans le secteur de la fabrication par exemple, en lui présentant les valeurs estimées des paramètres et des salaires régionaux.

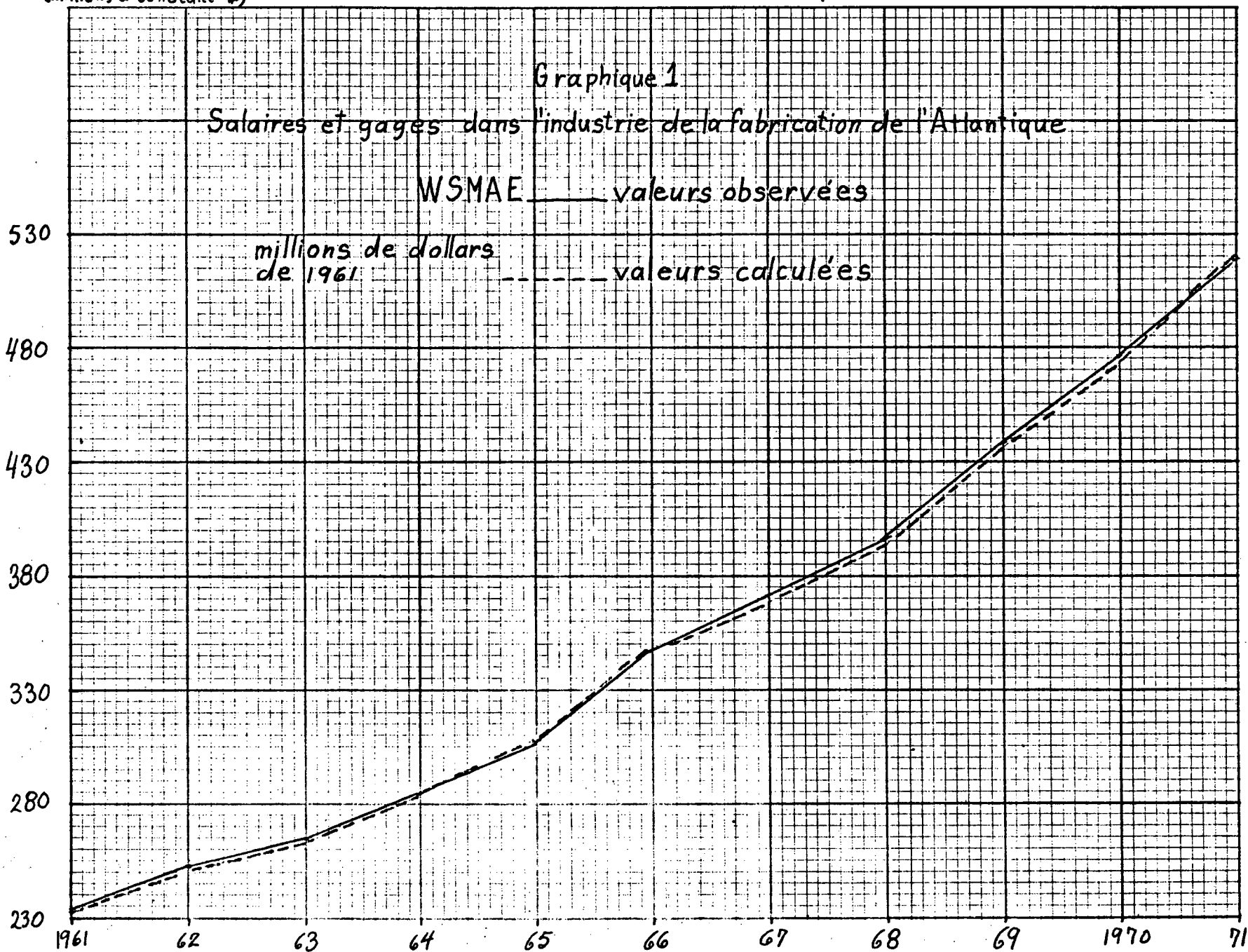
On juge la qualité de nos estimations à l'aide de la valeur significative des coefficients, de l'importance des R^2 et surtout de l'obtention des signes attendus. Quant au test de Durbin Watson, nous n'y accordons aucune importance à cause du nombre de résidus utilisés pour l'effectuer.

Avant de présenter les résultats empiriques, nous tenons à rappeler que les coefficients s'interprètent comme des élasticités et les différences de grandeurs de ces élasticités entre les régions révèlent bien les particularités caractérisant ces mêmes régions.

WSMAE
(millions of constant \$)

--- calculated
— observed

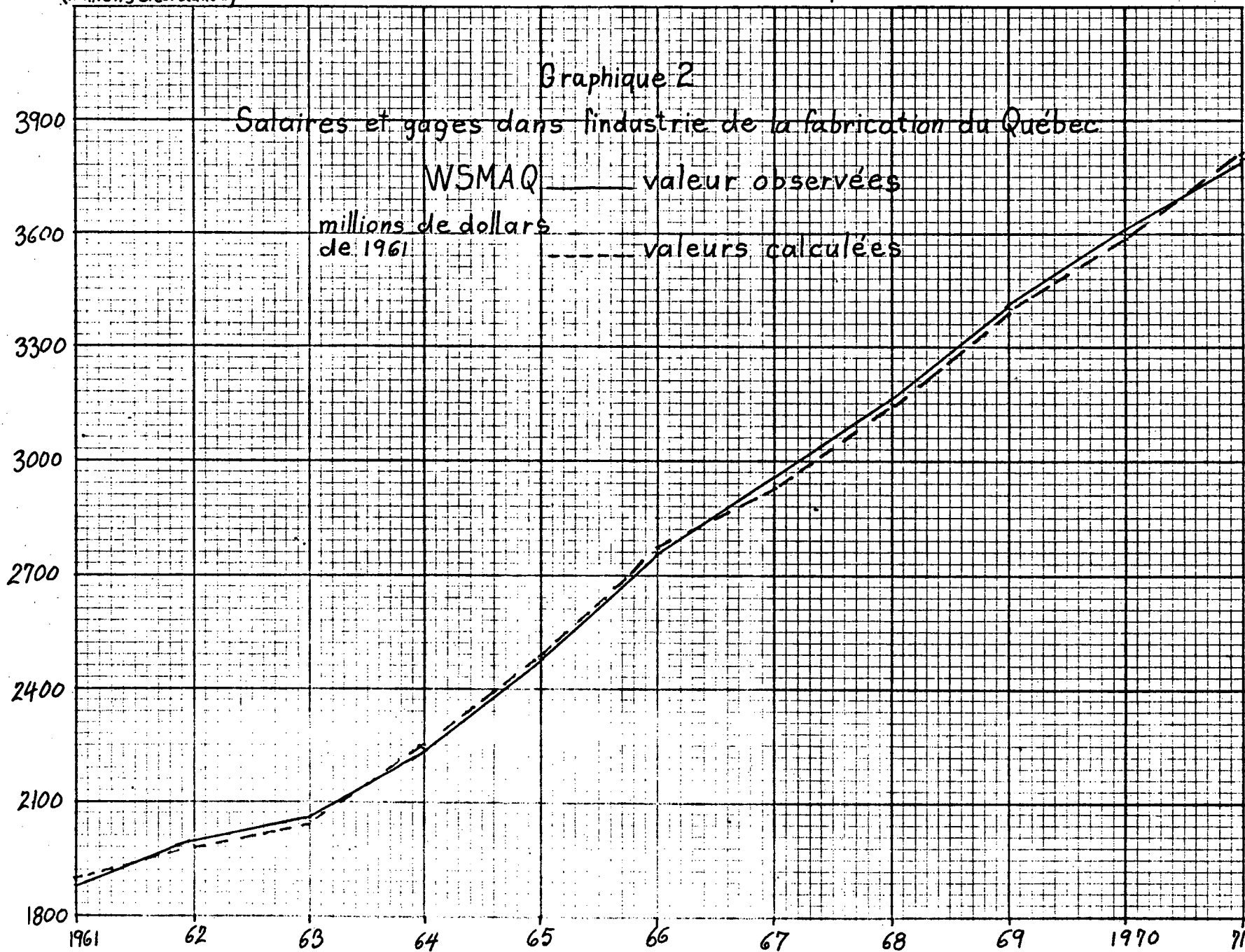
Graph 1



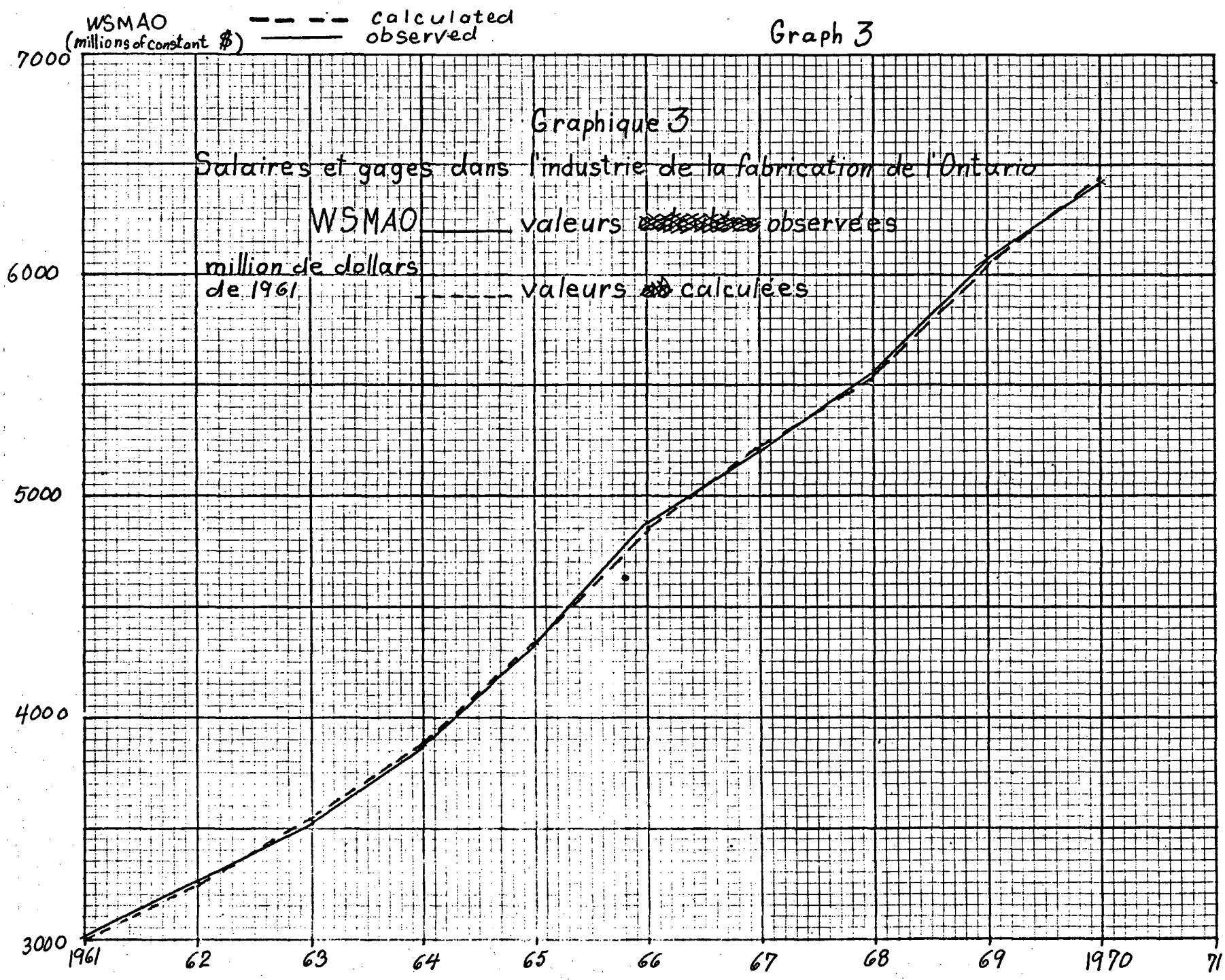
WSMAQ
(millions of constant \$)

--- calculated
— observed

Graph 2

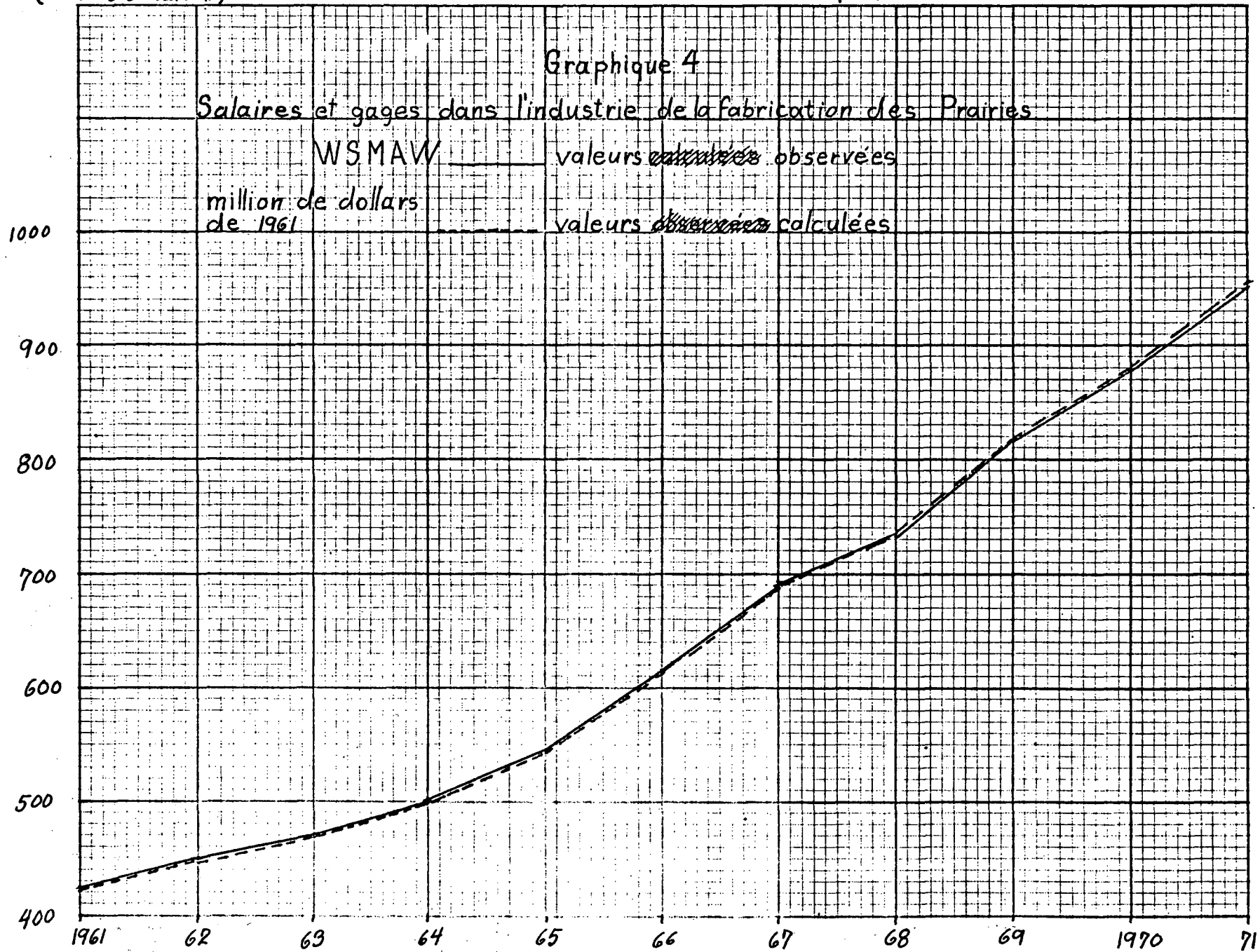


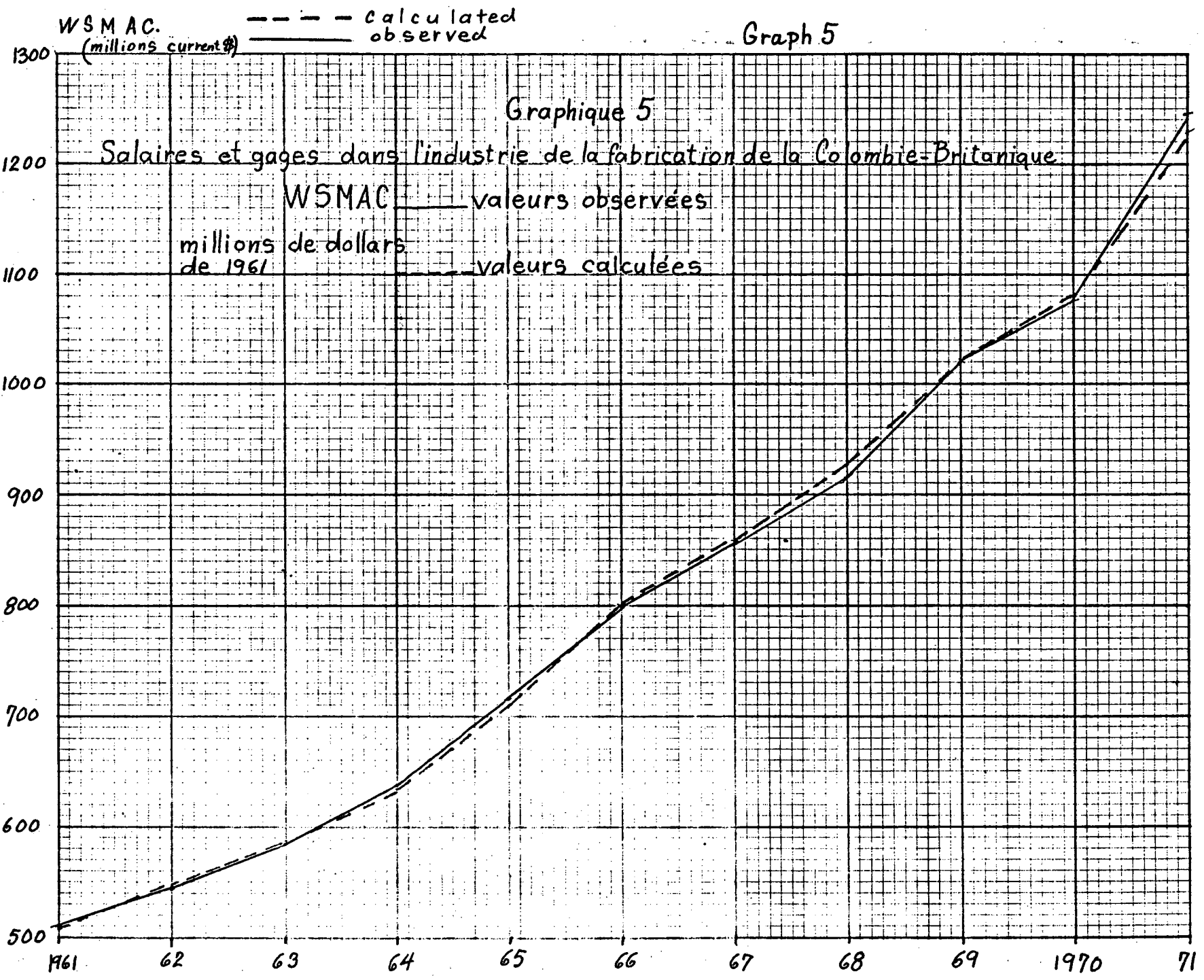
Graph 3



WSMAW (millions of constant \$) --- calculated
— observed

Graph 4





Agriculture

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie agricole de l'Atlantique

$$\begin{aligned}
 (13.23) \quad WSAGE &= \text{exp. } [7.9691 - 1.2041 \ln (AGYE/AGYPE)] \\
 &\quad [5.46] \quad [4.86] \\
 &+ 1.0652 \ln ((AGYE/AGETE)/(AGY/AGET)) \\
 &\quad [5.63] \\
 &+ 1.5225 \ln (WSAGT/AGET/CPI)] * AGETE \\
 &\quad [5.51] \\
 \\
 \bar{R}^2 &= 0.94 \\
 E. &= 0.1070 \\
 D.W. &= 1.78 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie agricole du Québec.

$$\begin{aligned}
 (13.35) \quad WSAGQ &= \text{exp. } [8.2623 - 0.8248 \ln (AGYQ/AGYPQ)] \\
 &\quad [8.85] \quad [2.83] \\
 &+ 0.5171 \ln ((AGYQ/AGETQ)/(AGY/AGET)) \\
 &\quad [2.62] \\
 &+ 1.7187 \ln (WSAGT/AGET/CPI)] * AGETQ \\
 &\quad [10.24] \\
 \\
 \bar{R}^2 &= 0.90 \\
 E. &= 0.0765 \\
 D.W. &= 1.29 \\
 &(MCG, 1961 - 1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie agricole de l'Ontario

$$\begin{aligned}
 (13.47) \quad WSAGO &= \text{exp. } [7.8396 - 0.1541 \ln (AGYO/AGYPO)] \\
 &\quad [10.53] \quad [0.36] \\
 &+ 0.3429 \ln ((AGYO/AGETO)/(AGY/AGET)) \\
 &\quad [1.99] \\
 &+ 1.4845 \ln (WSAGT/AGET/CPI)] * AGETO \\
 &\quad [10.49]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.91
 E. = 0.0729
 D.W. = 1.04
 (MCG, 1961-1971)

28.

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie agricole des Prairies

$$\begin{aligned}
 (13.59) \quad WSAGW = & \exp. [7.0642 - 0.3276 \ln (AGYW/AGYPW)] \\
 & [16.30] \quad [2.11] \\
 & + 0.4715 \ln ((AGYW/AGETW)/(AGY/AGET)) \\
 & [1.71] \\
 & + 1.5211 \ln (WSAGT/AGET/CPI)] * AGETW \\
 & [20.99]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.98
 E. = 0.0305
 D.W. = 1.42
 (MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie agricole de la Colombie-Britannique

$$\begin{aligned}
 (13.7) \quad WSAGC = & \exp. [7.4393 - 0.5000 \ln (AGYC/AGYPC)] \\
 & [5.57] \quad [1.56] \\
 & + 0.6674 ((AGYC/AGETC)/(AGY/AGET)) \\
 & [3.16] \\
 & + 1.4452 \ln (WSAGT/AGET/CPI)] * AGETC \\
 & [5.65]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.70
 E. = 0.1195
 D.W. = 1.26
 (MCG, 1961-1971)

Forêts

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie forestière de l'Atlantique

$$\begin{aligned}
 (13.24) \quad WSFOE = & \exp. [-0.6806 + 0.0103 \ln (URATEE)] \\
 & [1.45] \quad [0.48] \\
 & + 0.9108 \ln ((FOYE/FOETE)/(FOY/FOET)) \\
 & [40.31] \\
 & + 0.8662 \ln (WSFOT/FOET/CPI) \\
 & [14.64] \\
 & + 1.0433 \ln (CPI)] * FOETE \\
 & [15.31]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.99
 E. = 0.0110
 D.W. = 2.40
 (MCG, 1961-1971)

29.

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie forestière du Québec

$$\begin{aligned}
 (13.36) \quad W\text{SFOQ} = \text{exp.} & \quad [0.7330 + 0.0454 \ln (\text{URATEQ}) \\
 & \quad [1.72] \quad [3.15] \\
 & + 1.0272 \ln ((\text{FOYQ}/\text{FOETQ})/(\text{FOY}/\text{FOET})) \\
 & \quad [54.76] \\
 & + 1.1148 \ln (\text{WSFOT}/\text{FOET}/\text{CPI}) \\
 & \quad [21.13] \\
 & + 0.9061 \ln (\text{CPI})] * \text{FOETQ} \\
 & \quad [14.45]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.99
 E. = 0.0082
 D.W. = 2.59
 (MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie forestière de l'Ontario

$$\begin{aligned}
 (13.48) \quad W\text{SFOO} = \text{exp.} & \quad [0.0133 + 0.0119 \ln (\text{URATEO}) \\
 & \quad [0.03] \quad [1.11] \\
 & + 1.0102 \ln ((\text{FOYO}/\text{FOETO})/(\text{FOY}/\text{FOET})) \\
 & \quad [66.73] \\
 & + 1.0006 \ln (\text{WSFOT}/\text{FOET}/\text{CPI}) \\
 & \quad [20.31] \\
 & + 0.9982 \ln (\text{CPI})] * \text{FOETO} \\
 & \quad [17.32]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.99
 E. = 0.0078
 D.W. = 2.73
 (MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie forestière des Prairies

$$\begin{aligned}
 (13.60) \quad W\text{SFOW} = \text{exp.} & \quad [-0.1839 + 0.0162 \ln (\text{URATEW}) \\
 & \quad [0.14] \quad [0.48] \\
 & + 0.9062 ((\text{FOYW}/\text{FOETW})/(\text{FOY}/\text{FOET})) \\
 & \quad [41.22] \\
 & + 0.8362 \ln (\text{WSFOT}/\text{FOET}/\text{CPI}) \\
 & \quad [4.95] \\
 & + 0.9446 \ln (\text{CPI})] * \text{FOETW} \\
 & \quad [5.14]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.99
 E. = 0.0241
 D.W. = 1.59
 (MCG, 1961-1971)

30.

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie forestière de Colombie Britannique

$$\begin{aligned}
 (13.72) \quad WFOC = \exp. & \left[\begin{array}{l} -0.7218 - 0.0212 \ln (URATEC) \\ [1.91] \quad [1.85] \end{array} \right. \\
 & + 1.0445 \ln ((FOYC/FOETC)/(FOY/FOET)) \\
 & \quad [36.13] \\
 & + 0.9629 \ln (WSFOT/FOET/CPI) \\
 & \quad [22.89] \\
 & + 1.1258 \ln (CPI)] * FOETC \\
 & \quad [19.55]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.99
 E. = 0.0077
 D.W. = 2.88
 (MCG, 1961-1971)

Pêche et piégeage

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la pêche et du piégeage de l'Atlantique

$$\begin{aligned}
 (13.25) \quad WSFSE = \exp. & \left[\begin{array}{l} 0.9093 - 0.0689 \ln (URATEE) \\ [0.93] \quad [1.58] \end{array} \right. \\
 & + 0.8990 \ln ((FSYE/FSETE)/(FSY/FSET)) \\
 & \quad [12.94] \\
 & + 0.9894 \ln (WSFST/FSET/CPI) \\
 & \quad [11.73] \\
 & + 0.8382 \ln (CPI)] * FSETE \\
 & \quad [5.92]
 \end{aligned}$$

\bar{R}^2 = 0.99
 E. = 0.0216
 D.W. = 2.64
 (MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la pêche et du piégeage du Québec

$$\begin{aligned}
 (13.37) \quad WSFSQ = \exp. & \left[\begin{array}{l} -6.5291 - 0.0551 \ln (URATEQ) \\ [0.87] \quad [0.18] \end{array} \right. \\
 & + 0.4858 \ln ((FSYQ/FSETQ)/(FSY/FSET)) \\
 & \quad [2.60] \\
 & + 1.0668 \ln (WSFST/FSET/CPI) \\
 & \quad [1.32] \\
 & + 2.4735 \ln (CPI)] * FSETQ \\
 & \quad [2.56]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\bar{R}^2 &= 0.83 \\ E. &= 0.2000 \\ D.W. &= 2.32 \\ &(MCG, 1961-1971)\end{aligned}$$

31.

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la pêche et du piégeage de Colombie Britannique

$$\begin{aligned}(13.73) \quad WSESC &= \exp. [-2.3465 + 0.0926 \ln (URATEC) \\ &\quad [2.39] \quad [2.40] \\ &+ 0.9923 \ln ((FSYC/FSETC)/(FSY/FSET)) \\ &\quad [21.86] \\ &+ 0.7561 \ln (WSFST/ESET/CPI) \\ &\quad [7.17] \\ &+ 1.2421 \ln (CPI)] * FSETC \\ &\quad [9.02]\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\bar{R}^2 &= 0.97 \\ E. &= 0.0263 \\ D.W. &= 1.86 \\ &(MCG, 1961-1971)\end{aligned}$$

Mines, carrières et puits de pétrole

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie minière de l'Atlantique

$$\begin{aligned}(13.26) \quad WSMIE &= \exp. [2.9582 + 0.0387 \ln (URATEE) \\ &\quad [4.46] \quad [0.59] \\ &+ 1.0496 \ln ((MIYE/MIETE)/(MIY/MIET)) \\ &\quad [29.10] \\ &+ 0.8947 \ln (WSMIT/MIET/CPI) \\ &\quad [8.06] \\ &+ 0.3302 \ln (CPI)] * MIETE \\ &\quad [3.77]\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\bar{R}^2 &= 0.99 \\ E. &= 0.0210 \\ D.W. &= 2.49 \\ &(MCG, 1961-1971)\end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie minière du Québec

$$\begin{aligned}(13.38) \quad WSMIQ &= \exp. [0.5993 - 3.0033 \ln (URATEQ) \\ &\quad [0.84] \quad [0.49] \\ &+ 0.9729 \ln ((MIYQ/MIETQ)/(MIY/MIET)) \\ &\quad [26.06] \\ &+ 1.1196 \ln (WSMIT/MIET/CPI) \\ &\quad [7.23]\end{aligned}$$

$$+ 0.9840 \ln (CPI)] * MIETQ$$

$$[9.18]$$

$$\bar{R}^2 = 0.98$$

$$E. = 0.0279$$

$$D.W. = 1.39$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie minière de l'Ontario

$$(13.50) \quad WSMIO = \exp. [-1.0499 - 0.0798 \ln (URATEO)]$$

$$[2.96] \quad [2.80]$$

$$+ 0.9331 \ln ((MIYO/MIETO)/(MIY/MIET))$$

$$[14.72]$$

$$+ 1.0057 \ln (WSMIT/MIET/CPI)$$

$$[11.69]$$

$$+ 1.2798 \ln (CPI)] * MIETO$$

$$[18.26]$$

$$\bar{R}^2 = 0.97$$

$$E. = 0.0205$$

$$D.W. = 1.91$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie minière des Prairies

$$(13.62) \quad WSMIW = \exp. [-1.4246 + 0.0455 \ln (URATEW)]$$

$$[4.84] \quad [1.94]$$

$$+ 1.1840 \ln ((MIYW/MIETW)/(MIY/MIET))$$

$$[16.72]$$

$$+ 1.0327 \ln (WSMIT/MIET/CPI)$$

$$[13.62]$$

$$+ 1.2271 \ln (CPI)] * MIETW$$

$$[26.68]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0147$$

$$D.W. = 2.95$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie minière de la Colombie Britannique

$$(13.73) \quad WSMIC = \exp. [-0.3183 + 0.1464 \ln (URATEC)]$$

$$[0.61] \quad [3.39]$$

$$+ 0.9647 \ln ((MIYC/MIETC)/(MIY/MIET))$$

$$[28.14]$$

$$+ 0.5891 \ln (WSMIT/MIET/CPI)$$

$$[4.79]$$

$$+ 0.7898 \ln (CPI)] * MIETC$$

$$[10.05]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0243$$

$$D.W. = 2.63$$

(MCG, 1961-1971)

Transformation

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de transformation de l'Atlantique

$$(13.27) \quad WSMAT = \exp. [0.5293 + 0.00001 \ln (URATEE)]$$

$$[0.93] \quad [0.001]$$

$$+ 0.9769 \ln ((MAYE/MAETE)/(MAY/MAET))$$

$$[50.78]$$

$$+ 1.0217 \ln (WSMAT/MAET/CPI)$$

$$[12.67]$$

$$+ 0.8994 \ln (CPI)] * MAETE$$

$$[12.81]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0036$$

$$D.W. = 2.22$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de transformation du Québec

$$(13.39) \quad WSMAQ = \exp. [-0.1276 + 0.0128 \ln (URATEQ)]$$

$$[0.28] \quad [2.85]$$

$$+ 0.9483 ((MAYQ/MAETQ)/(MAY/MAET))$$

$$[44.91]$$

$$+ 1.0174 \ln (WSMAT/MAET/CPI)$$

$$[16.49]$$

$$+ 1.0329 \ln (CPI)] * MAETQ$$

$$[17.44]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0026$$

$$D.W. = 2.11$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de transformation de l'Ontario

$$(13.51) \quad WSMAO = \exp. [0.1192 - 0.0028 \ln (URATEO)]$$

$$[0.77] \quad [2.22]$$

$$+ 0.9560 \ln ((MAYO/MAETO)/(MAY/MAET))$$

$$[44.69]$$

$$+ 1.0011 \ln (WSMAT/MAET/CPI)$$

$$[48.68]$$

$$+ 0.9784 \ln (CPI)] * MAETO$$

$$[49.23]$$

34.

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0010$$

$$D.W. = 3.17$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de transformation des Prairies

$$(13.63) \quad WSMAW = \exp. [-0.1339 - 0.0081 \ln (URATEW)$$

$$[0.21] \quad [1.70]$$

$$+ 1.0410 \ln ((MAYW/MAETW)/(MAY/MAET))$$

$$[35.62]$$

$$+ 1.0003 \ln (WSMAT/MAET/CPI)$$

$$[11.64]$$

$$+ 1.0251 \ln (CPI)] * MAETW$$

$$[12.37]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0037$$

$$D.W. = 2.72$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de transformation de la Colombie-Britannique

$$(13.75) \quad WSMAC = \exp. [1.1796 + 0.0007 \ln (URATEC)$$

$$[0.91] \quad [0.06]$$

$$+ 0.9463 \ln ((MAYC/MAETC)/(MAY/MAET))$$

$$[16.87]$$

$$+ 1.1467 \ln (WSMAT/MAET/CPI)$$

$$[6.64]$$

$$+ 0.8375 \ln (CPI)] * MAETC$$

$$[5.06]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0087$$

$$D.W. = 1.55$$

(MCG, 1961-1971)

CONSTRUCTION

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la construction de l'Atlantique

$$(13.28) \quad WSCOE = \exp. [-1.6855 - 0.0118 \ln (URATEE)$$

$$[1.50] \quad [0.08]$$

$$+ 0.9494 \ln ((COYE/COETE)/(COY/COET))$$

$$[28.06]$$

$$+ 0.7630 \ln (WSCOT/COET/CPI)$$

$$[6.38]$$

$$+ 1.2146 \ln (CPI)] * COETE \\ [7.4]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0094 \\ D.W. = 1.93 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la construction du Québec

$$(13.40) \quad WSCOQ = \exp. [2.0186 + 0.0199 \ln (URATEQ) \\ [2.10] \quad [1.84] \\ + 0.9753 \ln ((COYQ/COETQ)/(COY/COET)) \\ [39.26] \\ + 1.1461 \ln (WSCOT/COET/CPI) \\ [11.49] \\ + 0.6635 \ln (CPI)] * COETQ \\ [4.63]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0070 \\ D.W. = 1.18 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la construction de l'Ontario

$$(13.52) \quad WSCOO = \exp. [-0.9427 + 0.0123 \ln (URATEO) \\ [1.29] \quad [2.17] \\ + 0.9523 \ln ((COYO/COETO)/(COY/COET)) \\ [26.18] \\ + 0.9377 \ln (WSCOT/COET/CPI) \\ [12.24] \\ + 1.1559 \ln (CPI)] * COETO \\ [10.74]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0063 \\ D.W. = 2.54 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la construction des Prairies

$$(13.64) \quad WSCOW = \exp. [-2.7103 - 0.0255 \ln (URATEW) \\ [2.76] \quad [2.85] \\ + 1.0159 \ln ((COYW/COETW)/(COY/COET)) \\ [31.27] \\ + 0.7735 \ln (WSCOT/COET/CPI) \\ [7.62]$$

$$+ 1.4314 \ln (CPI)] * COETW$$

$$[9.86]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0057$$

$$D.W. = 2.49$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la construction de la Colombie-Britannique

$$(13.76) \quad WSCOC = \exp. [3.4743 - 0.0299 \ln (URATEC)$$

$$[4.73] \quad [4.93]$$

$$+ 1.1448 \ln ((COYC/COETC)/(COY/COET))$$

$$[83.29]$$

$$+ 1.4168 \ln (WSCOT/COET/CPI)$$

$$[18.33]$$

$$+ 0.5299 \ln (CPI)] * COETC$$

$$[4.92]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0066$$

$$D.W. = 2.45$$

(MCG, 1961-1971)

Transport, entreposage et communications et services d'utilité publique

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du transport de l'Atlantique

$$(13.29) \quad WSTSE = \exp. [0.3369 - 0.0147 \ln (URATEE)$$

$$[0.50] \quad [0.94]$$

$$+ 1.2018 \ln ((TSYE/TSETE)/((TSY+UTY)/TSUTET))$$

$$[23.71]$$

$$+ 0.8471 \ln ((WSTST+WSUTT)/TSUTET/CPI)$$

$$[8.09]$$

$$+ 0.8434 \ln (CPI)] * TSETE$$

$$[10.17]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0065$$

$$D.W. = 2.46$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du transport du Québec

$$(13.41) \quad WSTSQ = \exp. [0.1266 + 0.0254 \ln (URATEQ)$$

$$[0.40] \quad [5.22]$$

$$0.9792 \ln ((TSYQ/TSETQ)/((TSY+UTY)/(TSUTET))$$

$$[32.53]$$

$$+ 1.0741 \ln ((WSTST+WSUTT)/TSUTET/CPI) \\ [23.87]$$

$$+ 1.0120 \ln (CPI)] * TSETE \\ [25.47]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0027 \\ D.W. = 1.51 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du transport de l'Ontario

$$(13.53) \quad WSTSO = \text{exp.} [-0.0979 - 0.0096 \ln (URATEO) \\ [0.35] \quad [3.33]] \\ + 0.9724 \ln ((TSYO/TSETO)/((TSY+UTY)/TSUTET)) \\ [30.75] \\ + 0.9864 \ln ((WSTST+WSUTT)/TSUTET/CPI) \\ [25.38] \\ + 1.0216 \ln (CPI)] * TSETO \\ [28.39]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0029 \\ D.W. = 1.83 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du transport des Prairies

$$(13.65) \quad WSTSW = \text{exp.} [0.0269 - 0.0104 \ln (URATEW) \\ [0.05] \quad [1.78]] \\ + 0.9573 \ln ((TSYW/TSETW)/((TSY+UTY)/TSUTET)) \\ [26.78] \\ + 1.0009 \ln ((WSTST+WSUTT)/TSUTET/CPI) \\ [13.51] \\ + 0.9891 \ln (CPI)] * TSETW \\ [14.95]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0052 \\ D.W. = 1.78 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du transport de la Colombie-Britannique

$$(13.77) \quad WSTSC = \text{exp.} [-0.0222 - 0.0027 \ln (URATEC) \\ [0.03] \quad [0.27]] \\ + 1.0425 \ln ((TSYC/TSETC)/(TSY+UTY)/TSUTET)) \\ [17.37] \\ + 0.9602 \ln ((WSTST+WSUTT)/TSUTET/CPI) \\ [8.86]$$

$$+ 0.9724 \ln (CPI)] * TSETC$$

[9.24]

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0067$$

$$D.W. = 0.90$$

(MCG, 1961-1971)

Commerce

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du commerce de l'Atlantique

$$(13.30) \quad WSTRE = \exp. [-1.3193 - 0.0278 \ln (URATEE)]$$

[1.45] [2.56]

$$+ 1.0180 \ln ((TRYE/TRETE)/(TRY/TRET))$$

[26.08]

$$+ 0.7806 \ln (WSTRT / TRET / CPI)$$

[6.96]

$$+ 1.1298 \ln (CPI)] * TRETE$$

[10.02]

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0052$$

$$D.W. = 2.52$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du commerce du Québec

$$(13.42) \quad WSTRQ = \exp. [-0.5008 + 0.0143 \ln (URATEQ)]$$

[0.80] [2,18]

$$+ 0.8570 \ln ((TRYQ/TRETQ)/(TRY/TRET))$$

[25.79]

$$+ 0.9287 \ln (WSTRT/TRET/CPI)$$

[11.84]

$$+ 1.0410 \ln (CPI)] * TRETQ$$

[13.48]

$$\bar{R}^2 = 0.99$$

$$E. = 0.0037$$

$$D.W. = 2.61$$

(MCG, 1961-1971)

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du commerce de l'Ontario

$$(13.54) \quad WSTRO = \exp. [0.7934 + 0.0045 \ln (URATEO)]$$

[1.92] [1.36]

$$+ 0.9471 \ln ((TRYO/TRETO)/(TRY/TRET))$$

[15.94]

$$+ 1.0881 \ln (WSTRT/TRET/CPI) \\ [20.79]$$

$$+ 0.8992 \ln (CPI)] * TRETO \\ [18.01]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0023 \\ D.W. = 3.01 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du commerce des Prairies

$$(13.66) \quad WSTRW = \exp. [0.5135 - 0.0155 \ln (URATEW) \\ [1.29] \quad [4.86] \\ + 0.7531 \ln ((TRYW/TRETW)/(TRY/TRET)) \\ [17.08] \\ + 1.0982 \ln (WSTRT/TRET/CPI) \\ [21.94] \\ + 0.9636 \ln (CPI)] * TRETW \\ [19.78]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0026 \\ D.W. = 1.91 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie du commerce de la Colombie-Britannique

$$(13.78) \quad WSTRC = \exp. [0.4744 + 0.0054 \ln (URATEC) \\ [0.62] \quad [0.79] \\ + 0.9640 \ln ((TRYC/TRETC)/(TRY/TRET)) \\ [26.16] \\ + 1.0484 \ln (WSTRT/TRET/CPI) \\ [10.63] \\ + 0.9388 \ln (CPI)] * TRETC \\ [10.18]$$

$$\bar{R}^2 = 0.99 \\ E. = 0.0044 \\ D.W. = 2.59 \\ (MCG, 1961-1971)$$

Finance, assurance et immeuble

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la finance de l'Atlantique

$$(13.31) \quad WSFIE = \exp. [-2.4927 - 0.0027 \ln (URATEE) \\ [0.74] \quad [0.05]$$

$$\begin{aligned}
 &+ 1.0896 \quad \ln ((FIYE/FIETE)/(FIY+HGY)/FIET)) \\
 &\quad [4.85] \\
 &+ 0.5742 \quad \ln (WSFIT/FIET/CPI) \\
 &\quad [1.00] \\
 &+ 1.1935 \quad \ln (CPI)] * FIETE \\
 &\quad [3.23]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0194 \\
 D.W. &= 2.32 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la finance du Québec

$$\begin{aligned}
 (13.43) \quad WSFIQ &= \exp. [-1.0663 - 0.0580 \ln (URATEQ)] \\
 &\quad [1.11] \quad [3.17] \\
 &+ 0.7931 \ln ((FIYQ/FIETQ)/((FIY+HGY)/FIET)) \\
 &\quad [10.49] \\
 &+ 1.2793 \ln (CPI)] * FIETQ \\
 &\quad [11.52]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0074 \\
 D.W. &= 2.48 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la finance de l'Ontario

$$\begin{aligned}
 (13.55) \quad WSFIO &= \exp. [0.7444 - 0.0348 \ln (URATEO)] \\
 &\quad [0.98] \quad [3.47] \\
 &+ 1.0792 \ln ((FIYO/FIETO)/((FIY+HGY)/FIET)) \\
 &\quad [16.91] \\
 &+ 0.9725 \ln (WSFIT/FIET/CPI) \\
 &\quad [8.15] \\
 &+ 0.8470 \ln (CPI)] * FIETO \\
 &\quad [9.56]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0070 \\
 D.W. &= 2.37 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la finance des Prairies

$$\begin{aligned}
 (13.67) \quad WSFIW &= \exp. [-3.5518 + 0.0620 \ln (URATEW)] \\
 &\quad [1.17] \quad [2.15]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &+ 0.7792 \ln ((FIYW/FIETW)/((FIY+HGY)/FIET)) \\
 &\quad [8.43] \\
 &+ 0.5514 \ln (WSFIT/FIET/CPI) \\
 &\quad [1.17] \\
 &+ 1.3975 \ln (CPI)] * FIETW \\
 &\quad [3.95]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.96 \\
 E. &= 0.0326 \\
 D.W. &= 2.24 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie de la finance de la Colombie-Britannique

$$\begin{aligned}
 (13.79) \quad WSFIC &= \exp. [3.9865 + 0.0440 \ln (URATEC) \\
 &\quad [1.19] \quad [0.71] \\
 &+ 0.8754 \ln ((FIYC/FIETC)/((FIY+HGY)/FIET)) \\
 &\quad [6.72] \\
 &+ 1.5223 \ln (WSFIT/FIET/CPI) \\
 &\quad [2.82] \\
 &+ 0.4507 \ln (CPI)] * FIETC \\
 &\quad [1.15]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.98 \\
 E. &= 0.0247 \\
 D.W. &= 1.52 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Administration publique et défense

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'administration publique de l'Atlantique

$$\begin{aligned}
 (13.32) \quad WSADE &= \exp. [3.5094 + 0.2074 \ln (URATEE) \\
 &\quad [0.98] \quad [9.66] \\
 &+ 0.6047 \ln ((ADYE/ADETE)/(ADY/ADET)) \\
 &\quad [11.48] \\
 &+ 1.4712 \ln (WSADT/ADET/CPI) \\
 &\quad [3.58] \\
 &+ 0.4250 \ln (CPI)] * ADETE \\
 &\quad [0.85]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0160 \\
 D.W. &= 2.51 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'administration publique du Québec

$$\begin{aligned}
 (13.44) \quad WSADQ &= \text{exp. } [-2.4325 + 0.0044 \ln (URATEQ)] \\
 &\quad [1.16] \quad [0.46] \\
 &+ 0.5811 \ln ((ADYQ/ADETQ)/(ADY/ADET)) \\
 &\quad [17.69] \\
 &+ 0.6411 \ln (WSADT/ADET/CPI) \\
 &\quad [2.66] \\
 &+ 1.2856 \ln (CPI)] * ADETQ \\
 &\quad [4.41] \\
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0096 \\
 D.W. &= 2.29 \\
 &(MCG, 1961.-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'administration publique de l'Ontario

$$\begin{aligned}
 (13.56) \quad WSADO &= \text{exp. } [-1.0556 - 0.0233 \ln (URATEO)] \\
 &\quad [0.99] \quad [2.96] \\
 &+ 0.8793 \ln ((ADYO/ADETO)/(ADY/ADET)) \\
 &\quad [15.06] \\
 &+ 0.8517 \ln (WSADT/ADET/CPI) \\
 &\quad [6.82] \\
 &+ 1.1542 \ln (CPI)] * ADETO \\
 &\quad [7.92] \\
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0047 \\
 D.W. &= 2.11 \\
 &(MCG, 1961 -1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'administration publique des Prairies

$$\begin{aligned}
 (13.68) \quad WSADW &= \text{exp. } [1.5731 + 0.0281 \ln (URATEW)] \\
 &\quad [0.77] \quad [2.32] \\
 &+ 0.8104 \ln ((ADYC/ADETC)/(ADY/ADET)) \\
 &\quad [7.96] \\
 &+ 1.1423 \ln (WSADT/ADET/CPI) \\
 &\quad [4.91] \\
 &+ 0.7385 \ln (CPI)] * ADETW \\
 &\quad [2.60] \\
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0089 \\
 D.W. &= 2.86 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'administration
publique de la Colombie-Britannique

$$\begin{aligned}
 (13.80) \quad WSADC &= \exp. [3.9925 + 0.0220 \ln (URATEC) \\
 &\quad [2.04] \quad [2.30] \\
 &+ 0.9134 \ln ((ADYC/ADETC)/(ADY/ADET)) \\
 &\quad [32.80] \\
 &+ 1.4037 \ln (WSADT/ADET/CPI) \\
 &\quad [6.30] \\
 &+ 0.4022 \ln (CPI)] * ADETC \\
 &\quad [1.47] \\
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0087 \\
 D.W. &= 2.09 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Services privés et publics

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie des
services de l'Atlantique

$$\begin{aligned}
 (13.33) \quad WSCSE &= \exp. [-2.7334 + 0.0024 \ln (URATEE) \\
 &\quad [1.33] \quad [0.19] \\
 &+ 0.9175 \ln ((CSYE/CSETE)/(CSY/CSET)) \\
 &\quad [20.26] \\
 &+ 0.7236 \ln (WSCST/CSET/CPI) \\
 &\quad [3.07] \\
 &+ 1.3731 \ln (CPI)] * CSETE \\
 &\quad [5.08] \\
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0060 \\
 D.W. &= 2.11 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie des
services du Québec

$$\begin{aligned}
 (13.45) \quad WSCSQ &= \exp. [2.8151 - 0.0040 \ln (URATEQ) \\
 &\quad [1.89] \quad [0.61] \\
 &+ 0.8599 \ln ((CSYQ/CSETQ)/(CSY/CSET)) \\
 &\quad [13.47] \\
 &+ 1.2940 \ln (WSCST/CSET/CPI) \\
 &\quad [7.87] \\
 &+ 0.6220 \ln (CPI)] * CSETQ \\
 &\quad [3.13] \\
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0036 \\
 D.W. &= 2.91 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie des services de l'Ontario

$$\begin{aligned}
 (13.57) \quad WSCSO &= \exp. \left[\begin{array}{l} -3.7109 \\ [2.97] \end{array} - \begin{array}{l} 0.0102 \ln (URATEO) \\ [2.04] \end{array} \right] \\
 &+ 0.7140 \ln ((CSYO/CSETO)/(CSY/CSET)) \\
 &\quad [7.33] \\
 &+ 0.6332 \ln (WSCST/CSET/CPI) \\
 &\quad [4.64] \\
 &+ 1.5331 \ln (CPI)] * CSETO \\
 &\quad [9.06]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0032 \\
 D.W. &= 2.01 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie des services des Prairies

$$\begin{aligned}
 (13.69) \quad WSCSW &= \exp. \left[\begin{array}{l} 1.5278 \\ [0.54] \end{array} + \begin{array}{l} 0.0087 \ln (URATEW) \\ [0.94] \end{array} \right] \\
 &+ 0.8566 \ln ((CSYW/CSETW)/(CSY/CSET)) \\
 &\quad [7.33] \\
 &+ 1.1305 \ln (WSCST/CSET/CPI) \\
 &\quad [3.55] \\
 &+ 0.7614 \ln (CPI)] * CSETW \\
 &\quad [2.03]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0077 \\
 D.W. &= 2.22 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

Salaires, gages et autres revenus salariaux de l'industrie des services de la Colombie-Britannique

$$\begin{aligned}
 (13.81) \quad WSCSC &= \exp. \left[\begin{array}{l} 1.2986 \\ [0.31] \end{array} + \begin{array}{l} 0.0257 \ln (URATEC) \\ [1.75] \end{array} \right] \\
 &+ 0.9221 \ln ((CSYC/CSETC)/(CSY/CSET)) \\
 &\quad [10.97] \\
 &+ 1.1174 \ln (WSCST/CSET/CPI) \\
 &\quad [2.37] \\
 &+ 0.7847 \ln (CPI)] * CSETC \\
 &\quad [1.44]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.99 \\
 E. &= 0.0098 \\
 D.W. &= 2.58 \\
 &(MCG, 1961-1971)
 \end{aligned}$$

4. Conclusion

Un des traits caractéristiques de la régionalisation des salaires est sans doute l'homogénéité recherchée au moment de la spécification de notre modèle. Nous pensons que la solidité de nos raisonnements repose précisément sur cette homogénéité qui constitue un critère important au moment de l'acceptation implicite des hypothèses.

Nous souhaitons que l'originalité de notre approche suscite de nouvelles recherches dans le domaine de la régionalisation. L'une des avenues intéressantes qui s'ouvrent à la recherche future concerne la théorie des salaires régionaux relatifs doublée de la notion de revenu permanent. Il va sans dire aussi qu'une attention toute spéciale devra être portée à l'obtention de données statistiques régionales de meilleure qualité.

Appendice ATechnique d'estimation

Les difficultés présentées par l'estimation de l'équation (1) ne sont pas liées seulement à la nature des données. Celles-ci sont tirées des comptes nationaux par région canadienne sous forme de séries chronologiques annuelles couvrant la période 1961-1971. Dans le cas des salaires et des production, elles ont fait respectivement l'objet de compilation spéciale du Bureau Fédéral de la Statistique et du MEER. Elles couvrent les onze groupes d'industries suivants:

- Agriculture;
- Exploitation forestière;
- Pêche et piégeages;
- Mines, carrières et puits de pétrole;
- Fabrication;
- Construction;
- Transport, Entreposage, Communications et Services d'utilité publique;

- Commerce
- Finance, Assurances et Immeubles;
- Administration publique et Défense;
- Services privés et publics;

Comme nous voulons estimer l'équation (1) par industrie et par région, la première difficulté nous vient du nombre restreint des observations. La deuxième difficulté surgit du contenu même des données qui visent à décrire spatialement un même phénomène à une même époque. Le problème économétrique le plus éminent concerne la dépendance inter-régionale de nombreuses variables composant le terme d'erreur.

Comme solution à ces problèmes, nous avons estimé la forme logarithmique de l'équation (1) par industrie et pour toutes les régions simultanément en utilisant l'approche des moindres carrés généralisés de Zellner¹.

Soit le modèle:

$$Y_j = \ln W_{ij}, \quad J = 1, 2, \dots, 5$$

1. Zellner A "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias" Journal of the American Statistical Association Juin 1962, pp. 348-368.

X_j = la matrice $\left\{ 1, \text{Ln } U_j, \text{Ln} \left[\frac{(X_{ij}/E_{ij})}{(X_i/E_i)} \right], \text{Ln} \left[\frac{(w_i/E_i)}{\text{CPI}} \right], \text{Ln IPC} \right\}$

Dans ces conditions, nous pouvons réécrire l'équation (1) sous la forme suivante:

$$Y = X_j \gamma_j + U_j \dots \dots \dots (5)$$

et le système d'équations comme suit:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ Y_4 \\ Y_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & X_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & X_4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & X_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \gamma_3 \\ \gamma_4 \\ \gamma_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \end{bmatrix}$$

..... (6)

ou encore,

$$Y = X \gamma + u \dots \dots \dots (7)$$

Cette façon de combiner les équations laisse croire qu'elles sont apparemment indépendantes mais elle offre la possibilité de tenir compte des interdépendances au niveau des termes d'erreur et ainsi d'accroître la précision des estimateurs, ce qui n'est pas à dédaigner dans notre cas, compte tenu du nombre restreint d'observations par région.

Les hypothèses que nous faisons sur les covariances sont les suivantes:

$$\text{Soit } u_j = \begin{bmatrix} u_{1j} \\ u_{2j} \\ \vdots \\ u_{Tj} \end{bmatrix} \quad \text{où } T: \text{ nombre d'observations par région}$$

nous posons,

$$\begin{array}{l} \text{i) } E(u_{tj} u_{sj}) = 0 \\ \text{ii) } E(u_{tj} u_{sr}) = 0 \\ \text{iii) } E(u_{tj} u_{tr}) = \sigma_{jr} \end{array} \quad \left. \vphantom{\begin{array}{l} \text{i) } \\ \text{ii) } \\ \text{iii) } \end{array}} \right\} \begin{array}{l} V_j \\ \\ V_{j,r} = 1, 2, \dots, 5 \end{array}$$

c'est-à-dire,

$$E(u_j u'_r) = \sigma_{jr} \quad I \dots \dots \dots (8)$$

d'où

$$\Sigma = E(u u') = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \dots & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{15} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \sigma_{jr} & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{51} & \dots & \dots & \dots & \sigma_{55} \end{bmatrix} \otimes I \dots \dots \dots (9)$$

où T est une matrice $T \times T$ (1).

(1) Le symbole \otimes signifie qu'il s'agit d'un produit matriciel de type Kronecker.

Si nous appliquons les moindres carrés généralisés sur l'équation (7), nous obtenons:

$$\hat{\gamma} = (X' \Sigma^{-1} X)^{-1} X' \Sigma^{-1} Y \dots\dots\dots (10)$$

comme meilleur estimateur linéaire centré avec la matrice de variance-covariance:

$$V_{ar} (\hat{\gamma}) = (X' \Sigma^{-1} X)^{-1} \dots\dots\dots (11)$$

et où nous utilisons S comme estimateur de Σ .

$$S = \frac{1}{T} \begin{bmatrix} e'_1 \\ e'_2 \\ e'_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_1 & e_2 & \dots & e_5 \end{bmatrix}$$

où $(e_j = Y_j - X_j \hat{\gamma}_j)$ est calculé dans la première étape, qui consiste à appliquer les moindres carrés ordinaires.

Appendice B - Liste des mnémoniques

MNEMONIC LIST -- BLOCK 13 -- LISTE DES MNEMONIQUES

ADET	EI	12073	2	TOTAL EMPLOYMENT -PUBLIC ADMINISTRATION	CANADA
ADEIC	EB	12059	2	TOTAL EMPLOYMENT -PUBLIC ADMINISTRATION	BRIT. COLUMBIA
ADEIE	EB	12011	3	TOTAL EMPLOYMENT -PUBLIC ADMINISTRATION	ATLANTIC
ADEIH	EB	12086	1	TOTAL MANHOOURS -PUBLIC ADMINISTRATION	
ADEIU	EB	12035	2	TOTAL EMPLOYMENT -PUBLIC ADMINISTRATION	ONTARIO
ADEIS	EB	12023	3	TOTAL EMPLOYMENT -PUBLIC ADMINISTRATION	QUEBEC
ADEIA	EB	12047	3	TOTAL EMPLOYMENT -PUBLIC ADMINISTRATION	PRAIRIES
ADWA	EI	13093	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. PUBLIC ADMIN.	
ADWDU	EI	13004	1	COMPENS.PER MANHOOR WORKED,PUB,ADM,&DEF,EX,AF,\$CURR.	
ADWDH	EI	13005	3	INDEX OF ADWDU	
ADY	EM	23012	3	PUBLIC ADMINISTRATION -REAL DOMESTIC PROD.\$MILL-1961	
ADYC	EB	50056	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS PUBLIC ADMIN.	BRIT. COLUMBIA
ADYE	EB	50010	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS PUBLIC ADMIN.	ATLANTIC
ADYU	EB	50034	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS PUBLIC ADMIN.	ONTARIO
ADYA	EB	50022	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS PUBLIC ADMIN.	QUEBEC
ADYH	EB	50046	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS PUBLIC ADMIN.	PRAIRIES
AGET	EI	12061	3	TOTAL EMPLOYMENT -AGRICULTURE	CANADA
AGEIC	EB	12049	3	TOTAL EMPLOYMENT -AGRICULTURE	BRIT. COLUMBIA
AGEIE	EB	12001	3	TOTAL EMPLOYMENT -AGRICULTURE	ATLANTIC
AGEIH	EB	12075	1	TOTAL MANHOOURS -AGRICULTURE	
AGEIU	EB	12025	3	TOTAL EMPLOYMENT -AGRICULTURE	ONTARIO
AGEIS	EB	12013	3	TOTAL EMPLOYMENT -AGRICULTURE	QUEBEC
AGEIA	EB	12037	3	TOTAL EMPLOYMENT -AGRICULTURE	PRAIRIES
AGI	XA	459	1	ADJUSTMENT GRAIN TRANSACTIONS	
AGNY	EI	13096	1	ACC. NET INC. OF FARM-OPERATORS FROM FARM PRODUCTION	
AGNYC	EB	51005		ACC. NET INCOME OF FARM OPERATORS	N.C.
AGNYE	EB	51001		ACC. NET INCOME OF FARM OPERATORS	ATLANTIC
AGNYU	EB	51003		ACC. NET INCOME OF FARM OPERATORS	ONTARIO
AGNYA	EB	51002		ACC. NET INCOME OF FARM OPERATORS	QUEBEC
AGNYH	EB	51004		ACC. NET INCOME OF FARM OPERATORS	PRAIRIES
AGWA	EI	13093	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. AGRICULTURE	
AGY	EM	23091	7	AGRICULTURE -REAL DOMESTIC PROD.\$MILL-1961	
AGYC	EB	50049	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS AGRICULTURE	BRIT. COLUMBIA
AGYE	EB	50091	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS AGRICULTURE	ATLANTIC
AGYU	EB	50023	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS AGRICULTURE	ONTARIO
AGYPL	XS	569	2	POTENTIAL OUTPUT AGRICULTURE	BRIT. COLUMBIA
AGYPE	XS	574	2	POTENTIAL OUTPUT AGRICULTURE	ATLANTIC
AGYPU	XS	562	2	POTENTIAL OUTPUT AGRICULTURE	ONTARIO
AGYPA	XS	576	2	POTENTIAL OUTPUT AGRICULTURE	QUEBEC
AGYH	XS	566	1	POTENTIAL OUTPUT AGRICULTURE	PRAIRIES
AGYN	EB	50013	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS AGRICULTURE	QUEBEC
AGYA	EB	50037	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS AGRICULTURE	PRAIRIES
COET	EI	12066	3	TOTAL EMPLOYMENT -CONSTRUCTION	CANADA
COEIC	EB	12054	3	TOTAL EMPLOYMENT -CONSTRUCTION	BRIT. COLUMBIA
COEIE	EB	12005	2	TOTAL EMPLOYMENT -CONSTRUCTION	ATLANTIC
COEIH	EB	12080	5	TOTAL MANHOOURS -CONSTRUCTION	
COEIU	EB	12030	2	TOTAL EMPLOYMENT -CONSTRUCTION	ONTARIO
COEIS	EB	12016	3	TOTAL EMPLOYMENT -CONSTRUCTION	QUEBEC
COEIA	EB	12042	3	TOTAL EMPLOYMENT -CONSTRUCTION	PRAIRIES
COWA	EI	13086	5	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. CONSTRUCTION	
COWH	EB	13002	5	COMPENS.PER MANHOOR WORKED,CONSTRUCTION	\$CURR.
COY	EM	23006	7	CONSTRUCTION -REAL DOMESTIC PROD.\$MILL-1961	
COYC	EB	50054	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS CONSTRUCTION	BRIT. COLUMBIA
COYE	EB	50006	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS CONSTRUCTION	ATLANTIC
COYU	EB	50030	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT \$CIS CONSTRUCTION	ONTARIO

ECONOMIC LIST -- BLOCK 13 -- LISTE DES MNEMONIQUES

GDYQ	EB	50018	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS CONSTRUCTION	QUEBEC
GDYR	EB	50042	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS CONSTRUCTION	PRAIRIES
CPI	EB	24027	5	CONSUMER PRICE INDEX	
CSCA	EI	4077	1	SERVICES	-TOTAL REAL GROSS CAP, STOCK
CSEI	EI	12072	3	TOTAL EMPLOYMENT -SERVICES	CANADA
CSEIC	EB	12058	2	TOTAL EMPLOYMENT -SERVICES	BRIT. COLUMBIA
CSEIE	EB	12010	2	TOTAL EMPLOYMENT -SERVICES	ATLANTIC
CSEIO	EB	12034	2	TOTAL EMPLOYMENT -SERVICES	ONTARIO
CSEIQ	EB	12022	2	TOTAL EMPLOYMENT -SERVICES	QUEBEC
CSEIR	EB	12046	2	TOTAL EMPLOYMENT -SERVICES	PRAIRIES
CSWA	EI	13094	3	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. SERVICES	
CSY	EI	25011	4	SERVICES	-REAL DOMESTIC PROD. \$MILL-1961
CSYC	EB	50059	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS SERVICES	BRIT. COLUMBIA
CSYE	EB	50011	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS SERVICES	ATLANTIC
CSYO	EB	50035	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS SERVICES	ONTARIO
CSYQ	EB	50023	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS SERVICES	QUEBEC
CSYR	EB	50047	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS SERVICES	PRAIRIES
DEFMIL	EI	13022	1	DEFENCE MILITARY PAY AND ALLOWANCES-\$MILL. CURR.	
DEFMIL	EB	0001	2	DEFENCE MILITARY PAY, ALLOWANCES-\$MILL. CONST.	
DEFMIL	EB	35005	3	DEFENCE MILITARY PAY, ALLOWANCES DEFLATOR	
DUMY1	XD		4	DUMMY, 1 IN 1961 AND AFTER, ZERO BEFORE	
DUMY	XD	34	1	DUMMY (1 IN 1954, ZERO OTHERWISE)	
DUMY	XD	19	3	DUMMY (1 IN 1954 & 1955, ZERO OTHERWISE)	
DUMY	XD	35	2	DUMMY (1 IN 1966, ZERO OTHERWISE)	
DUMY	XD	47	2	DUMMY (1 FROM 1967 ON)	
FIEI	EI	12071	2	TOTAL EMPLOYMENT -FINANCE	CANADA
FIEIC	EB	12057	3	TOTAL EMPLOYMENT -FINANCE	BRIT. COLUMBIA
FIEIE	EB	12009	2	TOTAL EMPLOYMENT -FINANCE	ATLANTIC
FIEIO	EB	12033	2	TOTAL EMPLOYMENT -FINANCE	ONTARIO
FIEIQ	EB	12021	2	TOTAL EMPLOYMENT -FINANCE	QUEBEC
FIEIR	EB	12045	2	TOTAL EMPLOYMENT -FINANCE	PRAIRIES
FIFMIL	EB	13021	1	NON-FARM UNINCORPORATED BUSINESS INCOME FINANCE	
FIFWA	EI	13092	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. FINANCE	
FIF	EI	25011	4	FINANCE	-REAL DOMESTIC PROD. \$MILL-1961
FIFYC	EB	50057	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FINANCE	BRIT. COLUMBIA
FIYE	EB	50009	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FINANCE	ATLANTIC
FIYO	EB	50033	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FINANCE	ONTARIO
FIYQ	EB	50021	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FINANCE	QUEBEC
FIYR	EB	50045	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FINANCE	PRAIRIES
FIEI	EI	12062	3	TOTAL EMPLOYMENT -FORESTRY	CANADA
FIEIC	EB	12050	2	TOTAL EMPLOYMENT -FORESTRY	BRIT. COLUMBIA
FIEIE	EB	12002	2	TOTAL EMPLOYMENT -FORESTRY	ATLANTIC
FIEIO	EB	12076	1	TOTAL MANHOOURS -FORESTRY	
FIEIQ	EB	12026	2	TOTAL EMPLOYMENT -FORESTRY	ONTARIO
FIEIR	EB	12014	2	TOTAL EMPLOYMENT -FORESTRY	QUEBEC
FIEIR	EB	12038	2	TOTAL EMPLOYMENT -FORESTRY	PRAIRIES
FIFMIL	EI	13024	1	CORPORATE PROFITS - FORESTRY, \$MILL. CURR.	
FIFMIL	EB	13019	1	NON-FARM UNINCORPORATED BUSINESS INCOME FORESTRY	
FIFWA	EI	13094	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. FORESTRY	
FIF	EB	25002	3	FORESTRY	-REAL DOMESTIC PROD. \$MILL-1961
FIFYC	EB	50056	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FORESTRY	BRIT. COLUMBIA
FIYE	EB	50002	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FORESTRY	ATLANTIC
FIYO	EB	50026	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FORESTRY	ONTARIO
FIYQ	EB	50014	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FORESTRY	QUEBEC
FIYR	EB	50030	3	GRASS DOMESTIC PRODUCT \$CTS FORESTRY	PRAIRIES

MNE-MONIC LIST -- BLOCK 13 -- LISTE DES MNEMONIQUES

FSEI	EI	12063	3	TOTAL EMPLOYMENT -FISHING	CANADA
FSEIC	EI	12051	2	TOTAL EMPLOYMENT -FISHING	BRIT. COLUMBIA
FSEIE	EE	12003	2	TOTAL EMPLOYMENT -FISHING	ATLANTIC
FSEIH	EE	12077	2	TOTAL MANHOURS -FISHING	
FSEIG	EE	12015	2	TOTAL EMPLOYMENT -FISHING	QUEBEC
FSDNY	EE	13020	1	NON-FARM UNINCORPORATED BUSINESS INCOME FISHING&TRAPPING	
FSDA	EE	13005	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC, FISHING	
FSDY	EE	23003	7	FISHING	-REAL DOMESTIC PROD.,SMILL-1961
FSDC	EE	50051	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS FISHING	BRIT. COLUMBIA
FSDI	EE	50003	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS FISHING	ATLANTIC
FSDQ	EE	50015	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS FISHING	QUEBEC
HST	EE	23013	2	HOUSING	-REAL DOMESTIC PROD.,SMILL-1961
MAEI	EI	12065	6	TOTAL EMPLOYMENT -MANUFACTURING	CANADA
MAEIC	EE	12053	3	TOTAL EMPLOYMENT -MANUFACTURING	BRIT. COLUMBIA
MAEIE	EE	12005	3	TOTAL EMPLOYMENT -MANUFACTURING	ATLANTIC
MAEIH	EE	12079	7	TOTAL MANHOURS -MANUFACTURING	
MAEIG	EE	12029	2	TOTAL EMPLOYMENT -MANUFACTURING	ONTARIO
MAEIQ	EE	12017	3	TOTAL EMPLOYMENT -MANUFACTURING	QUEBEC
MAEIS	EE	12041	3	TOTAL EMPLOYMENT -MANUFACTURING	PRAIRIES
MSDA	EE	13007	7	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC, MANUFACTURING	
MSDY	EE	13001	7	COMPENS.PER.MANHOOR WORKED,MANUFACTURING	%CURR.
MSY	EE	23005	6	MANUFACTURING	-REAL DOMESTIC PROD.,SMILL-1961
MSYC	EE	50053	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MANUFACTURING	BRIT. COLUMBIA
MSDI	EE	50005	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MANUFACTURING	ATLANTIC
MSDQ	EE	50029	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MANUFACTURING	ONTARIO
MSDQ	EE	50017	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MANUFACTURING	QUEBEC
MSDS	EE	50041	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MANUFACTURING	PRAIRIES
MEEI	EI	12064	2	TOTAL EMPLOYMENT -MINING	CANADA
MEEIC	EE	12052	3	TOTAL EMPLOYMENT -MINING	BRIT. COLUMBIA
MEEIE	EE	12004	3	TOTAL EMPLOYMENT -MINING	ATLANTIC
MEEIH	EE	12025	3	TOTAL EMPLOYMENT -MINING	ONTARIO
MEEIG	EE	12013	3	TOTAL EMPLOYMENT -MINING	QUEBEC
MEEIS	EE	12040	3	TOTAL EMPLOYMENT -MINING	PRAIRIES
MSDA	EE	13006	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC, MINING	
MSY	EE	23004	7	MINING	-REAL DOMESTIC PROD.,SMILL-1961
MSYC	EE	50052	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MINING	BRIT. COLUMBIA
MSDI	EE	50004	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MINING	ATLANTIC
MSDQ	EE	50026	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MINING	ONTARIO
MSDQ	EE	50016	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MINING	QUEBEC
MSDS	EE	50040	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS MINING	PRAIRIES
MSDDB	EE	20005	3	AVERAGE YIELD FOR 10 INDUSTRIAL BONDS	
MSDA	EE	13095	2	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC	TOTAL ECONOMY
TIME	XU		1	2	TIME(LAST TWO DIGITS OF YEAR,1970=70)
TREI	EI	12070	3	TOTAL EMPLOYMENT -TRADE	CANADA
TREIC	EE	12056	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRADE	BRIT. COLUMBIA
TREIE	EE	12008	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRADE	ATLANTIC
TREIH	EE	12053	2	TOTAL MANHOURS -TRADE	
TREIG	EE	12032	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRADE	ONTARIO
TREIQ	EE	12020	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRADE	QUEBEC
TREIS	EE	12044	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRADE	PRAIRIES
MSDA	EE	13091	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC, TRADE	
TRY	EI	23009	7	TRADE	-REAL DOMESTIC PROD.,SMILL-1961
TRYC	EE	50056	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS TRADE	BRIT. COLUMBIA
TRYE	EE	50006	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS TRADE	ATLANTIC
TRYD	EE	50032	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT %CTS TRADE	ONTARIO

C 1406MM

MNEMONIC LIST -- BLOCK 13 -- LISTE DES MNEMONIQUES

TRYU	EB	50020	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT SCTS TRADE	QUEBEC
TRYK	EB	50044	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT SCTS TRADE	PRAIRIES
TSEIC	EB	12055	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRANSPORT & UTILITIES	BRIT. COLUMBIA
TSEIE	EB	12007	3	TOTAL EMPLOYMENT -TRANSPORT & UTIL.	ATLANTIC
TSEIM	EB	12082	5	TOTAL MANHOOURS -TRANSPORTATION	
TSEIU	EB	12051	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRANSPORT & UTIL.	ONTARIO
TSEIW	EB	12019	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRANSPORT & UTIL.	QUEBEC
TSEIW	EB	12043	2	TOTAL EMPLOYMENT -TRANSPORT & UTIL	PRAIRIES
TSUTET	EI	12007	3	TOTAL EMPLOYMENT -TRANSPORT & UTILITIES	CANADA
TSWA	EI	13089	5	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. TRANSPORTATION	
TSWH	EB	13003	5	CUMENS.PER MANHOOR WORKED,TRANS,STOR,COMM.	SCURR.
TSY	EI	23008	5	TRANSPORTATION -REAL DOMESTIC PROD.,SMILL-1961	
TSYC	EB	50055	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT SCTS TRANS.& UTIL.	BRIT. COLUMBIA
TSYE	EI	50007	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT SCTS TRANS.& UTIL.	ATLANTIC
TSYO	EB	50031	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT SCTS TRANS.& UTIL.	ONTARIO
TSYQ	EB	50019	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT SCTS TRANS.& UTIL.	QUEBEC
TSYA	EB	50043	3	GROSS DOMESTIC PRODUCT SCTS TRANS.& UTIL.	PRAIRIES
URATE	EI	11002	6	TOTAL UNEMPLOYMENT RATE	
URATEC	EI	11057	6	UNEMPLOYMENT RATE IN %	BRITISH COLUMBIA
URATEE	EI	11053	6	UNEMPLOYMENT RATE IN %	ATLANTIC
URATEI	EI	11055	6	UNEMPLOYMENT RATE IN %	ONTARIO
URATEQ	EI	11054	6	UNEMPLOYMENT RATE IN %	QUEBEC
URATEA	EI	11056	6	UNEMPLOYMENT RATE IN %	PRAIRIES
UTET	EI	12007	3	TOTAL EMPLOYMENT -UTILITIES	CANADA
UTWA	EI	13090	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. UTILITIES	
UTY	EI	23007	5	UTILITIES -REAL DOMESTIC PROD.,SMILL-1961	
WBR	EA	457	5	MANUFACTURING AND MINING WAGE RATE,US	
WSAOC	EB	13000	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. PUBLIC ADM.	BR.COL.
WSAOC	EB	13032	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. ADM, PUBLIC	ATLANTIC
WSAOC	EB	13030	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. PUBLIC ADM.	ONTARIO
WSAOC	EB	13044	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. PUBLIC ADM.	QUEBEC
WSAOC	EB	13016	1	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME N.AV. PUBLIC ADMIN.	PRAIRIES
WSAOC	EB	13000	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. PUBLIC ADM.	PRAIRIES
WSAOC	EB	13071	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. AGRICULTURE	BR.COL.
WSAOC	EB	13023	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. AGRICULTURE	ATLANTIC
WSAOC	EB	13047	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. AGRICULTURE	ONTARIO
WSAOC	EB	13035	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. AGRICULTURE	QUEBEC
WSAOC	EB	13000	1	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME N.AV. AGRICULTURE	
WSAOC	EB	13009	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. AGRICULTURE	PRAIRIES
WSAOC	EB	13075	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. CONSTRUCTION	BR.COL.
WSAOC	EB	13025	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. CONSTRUCTION	ATLANTIC
WSAOC	EB	13052	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. CONSTRUCTION	ONTARIO
WSAOC	EB	13040	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. CONSTRUCTION	QUEBEC
WSAOC	EB	13011	5	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME N.AV. CONSTRUCTION	
WSAOC	EB	13004	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. CONSTRUCTION	PRAIRIES
WSAOC	EB	13051	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. SERVICES	BR.COL.
WSAOC	EB	13033	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. SERVICES	ATLANTIC
WSAOC	EB	13057	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. SERVICES	ONTARIO
WSAOC	EB	13045	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. SERVICES	QUEBEC
WSAOC	EB	13017	3	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME N.AV. SERVICES	
WSAOC	EB	13009	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. SERVICES	PRAIRIES
WSFIC	EB	13079	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. FINANCE	BR.COL.
WSFIC	EB	13031	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. FINANCE	ATLANTIC
WSFIC	EB	13055	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. FINANCE	ONTARIO
WSFIC	EB	13043	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC. FINANCE	QUEBEC

MNEMONIC LIST -- BLOCK 13 -- LISTE DES MNEMONIQUES

WSFIT	EB	13015	1	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. FINANCE	
WSFIW	EB	13067	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FINANCE	PRAIRIES
WSFUC	EB	13072	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FORESTRY	BR.COL.
WSFUE	EB	13024	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FORESTRY	ATLANTIC
WSFOU	EB	13048	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FORESTRY	ONTARIO
WSFOW	EB	13036	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FORESTRY	QUEBEC
WSFOT	EB	13007	1	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. FORESTRY	
WSFOW	EB	13060	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FORESTRY	PRAIRIES
WSFSC	EB	13073	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FISHING	BR.COL.
WSFSE	EB	13025	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FISHING	ATLANTIC
WSFSO	EB	13049	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FISHING	ONTARIO
WSFSQ	EB	13037	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FISHING	QUEBEC
WSFSI	EB	13008	1	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. FISHING & TRAP.	
WSFSW	EB	13061	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	FISHING	PRAIRIES
WSMAC	EB	13075	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MANUFACTURING	BR.COL.
WSMAE	EB	13027	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MANUFACTURING	ATLANTIC
WSMAU	EB	13031	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MANUFACTURING	ONTARIO
WSMAQ	EB	13039	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MANUFACTURING	QUEBEC
WSMAI	EB	13010	7	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. MANUFACTURING	
WSMAE	EB	13063	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MANUFACTURING	PRAIRIES
WSMIC	EB	13074	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MINING	BR.COL.
WSMIE	EB	13026	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MINING	ATLANTIC
WSMIU	EB	13030	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MINING	ONTARIO
WSMIQ	EB	13038	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MINING	QUEBEC
WSMIT	EB	13009	2	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. MINING	
WSMIE	EB	13062	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	MINING	PRAIRIES
WSMIE	EB	13062	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TOTAL	BR.COL.
WSMIE	EB	13034	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TOTAL	ATLANTIC
WSMIE	EB	13039	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TOTAL	ONTARIO
WSMIE	EB	13046	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TOTAL	QUEBEC
WSMIE	EB	13016	2	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. TOTAL ECONOMY	
WSMIE	EB	13076	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TOTAL	PRAIRIES
WSMIE	EB	503	1	TOTAL WAGES AND SALARIES YUKON & N.W.T.		
WSMIE	EB	13076	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRADE	BR.COL.
WSMIE	EB	13030	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRADE	ATLANTIC
WSMIE	EB	13034	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRADE	ONTARIO
WSMIE	EB	13042	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRADE	QUEBEC
WSMIE	EB	13014	1	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. TRADE	
WSMIE	EB	13066	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRADE	PRAIRIES
WSMIE	EB	13077	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRANS. UTIL.	BR.COL.
WSMIE	EB	13029	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRANS. UTIL.	ATLANTIC
WSMIE	EB	13033	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRANS. UTIL.	ONTARIO
WSMIE	EB	13041	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRANS. UTIL.	QUEBEC
WSMIE	EB	13012	5	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. TRANS. STOR. & COMM.	
WSMIE	EB	13065	1	WAGES, SALARIES & OTHER LABOUR INC.	TRANS. UTIL.	PRAIRIES
WSMIE	EB	13015	1	WAGES, SALARIES & SUP. LABOUR INCOME	N.AV. UTILITIES	
WSMIE	AA	430	4	U.S. WAGE RATE, TRANSPORTATION - 1/HR.		
WSMIE	AA	599	1	WAGES AND SALARIES & SUPPL. LABOUR INC., FISHING		ONTARIO
WSMIE	AA	600	1	WAGES AND SALARIES & SUPPL. LABOUR INC., FISHING		PRAIRIES

