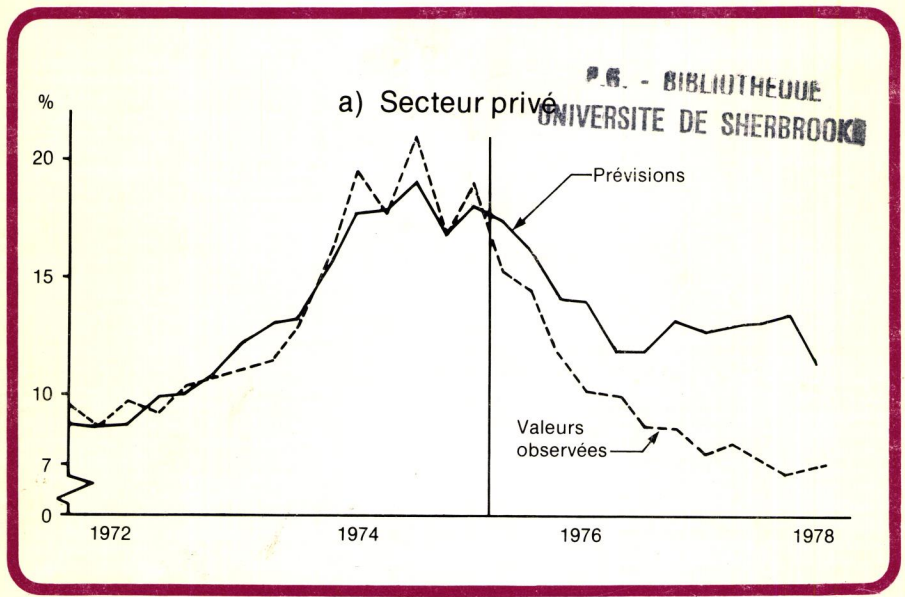


CAIF96-1  
F910/10-1779F  
1979

# Étude des effets sur les taux de salaire de base négociés du contrôle des salaires au Canada (1975:3 - 1978:2)

Christofides  
et Wilton



Commission de lutte  
contre l'inflation

Anti-Inflation  
Board

UNIVERSITE DE SHERBROOKE



3 1156 00546 171 3

CA1F96-1

10

1979

Étude des effets sur les taux de salaire de  
base négociés du contrôle des salaires au  
Canada (1975:3-1978:2)

par

L.N. Christofides et D.A. Wilton  
Université de Guelph

© **Ministre des Approvisionnements et Services Canada 1979**

**En vente au Canada par l'entremise de nos**

**agents libraires agréés  
et autres librairies**

**ou par la poste au:**

**Centre d'édition du gouvernement du Canada  
Approvisionnement et Services Canada  
Hull, Québec, Canada K1A 0S9**

**N° de catalogue F96-1/10-1979F                      Canada: \$2.75  
ISBN 0-660-90358-X                                      Hors Canada: \$3.30**

**Prix sujet à changement sans avis préalable.**

## Préface

En vertu de la Loi anti-inflation, la Commission de lutte contre l'inflation a été constituée afin de surveiller le mouvement des prix et bénéfiques, de la rémunération et des dividendes et d'essayer de les garder conformes à la lettre et à l'esprit des indicateurs.

La Commission avait également pour mission de développer les connaissances du public sur les mécanismes de l'inflation.

Depuis le début, la Commission a mené un programme énergique de communication afin d'encourager la discussion et de développer les connaissances du public en général.

La Commission a également commandé et mené des études devant servir de rapports de recherche et de documents d'étude destinés à des lecteurs spécialisés qui peuvent utiliser des renseignements sur les questions économiques.

La présente étude contribue au débat sur le milieu économique au Canada. Elle a été préparée en vertu d'arrangements contractuels avec la Commission de lutte contre l'inflation comme partie d'un programme de recherche.

Les opinions qui sont exprimées dans l'étude n'engagent que les auteurs. Elles ne sont pas nécessairement celles de la Commission de lutte contre l'inflation ou du gouvernement du Canada.

Harold A. Renouf  
Président  
Commission de lutte  
contre l'inflation

## **Fonctions de la Commission**

"par la publication de rapports, la tenue d'audiences publiques ou de réunions ou tout autre moyen, développe les connaissances du public sur les mécanismes de l'inflation, le rapport entre la productivité, les coûts et les prix, les diverses mesures auxquelles les gouvernements peuvent recourir pour freiner l'inflation, ainsi que leurs avantages, effets et limites, le rôle à jouer par les entreprises et les groupes d'employés pour la combattre et les conséquences d'un manque de coopération dans cette lutte entre les gouvernements, les entreprises et les groupes d'employés." (Loi anti-inflation, article 12(1)e)).

## Table des matières

	<u>Page</u>
I	Création de la Commission de lutte contre l'inflation (CLI)..... 1
II	Survol historique..... 10
III	Mesure de l'incidence de la CLI sur les ententes salariales négociées: considérations d'ordre méthodologique 19
IV	Déterminants structurels des variations de salaire négociés au Canada.. 35
	Annexe: Détermination du taux prévu d'inflation..... 50
V	Effet de la CLI sur les ententes salariales négociées..... 53
	Prévisions contrefactuelles des ententes salariales négociées au cours du mandat de la CLI..... 57
	Analyse du déplacement structurel... 65
VI	Evaluation de l'efficacité de la Commission de lutte contre l'inflation... 75
	Annexe: Hypothèse de rotation et déplacement structurel général: synthèse..... 85

	<u>Page</u>
VII Résumé et conclusions.....	88
Bibliographie.....	102
Publications.....	109



## Tableaux

	<u>Page</u>
1	Hausses de rémunération soumises à l'approbation de la CLI et décisions rendues..... 21
2	Équations salariales estimées des secteurs privé et public pour la période antérieure à la création de la CLI (1966-1975T3)..... 48
A-1	Autres équations salariales estimées des secteurs privé et public pour la période antérieure à la création de la CLI (1966-1975T3)..... 52
3	Déplacement structurel hypothétique dans les équations salariales (1966-1978T2)..... 67
4	Influence de la CLI (pondérée en fonction du nombre d'employés visés) en considération des conventions signées pendant et avant son existence 72
5	Équations salariales structurelles pour la durée de la CLI (1975T4-1978T2)..... 74
6	Estimations des coefficients d'efficacité pour les prévisions structurelles dans les secteurs privé et public..... 80

	<u>Page</u>
7	Coefficients d'efficacité par trimestre..... 83
8	Impact de la CLI sur les ententes salariales d'après les résultats de quatre études..... 91

## Graphiques

	<u>Page</u>
1 Inflation des prix et des salaires au Canada.....	11
2 Variations moyennes annuelles des ententes salariales.....	32
3 Prévisions structurelles d'après les équations salariales estimées sur la période antérieure à la création de la CLI.....	58
4 Erreur trimestrielle moyenne de prévision des variations de salaire négociées.....	59
5 Impact de la CLI sur les variations salariales négociées, estimé d'après le modèle général de déplacement structurel.....	69
6 Hypothèse de rotation de Lipsey et Parkin (en supposant un taux d'inflation correctement anticipé de 8 pour cent).....	77
A.1 Effet de rotation dans la courbe de Phillips, d'après le modèle de déplacement structurel général (pour un taux d'inflation pleinement anticipé de 8 pour cent).....	87

## Remerciements

Dans la présente monographie, nous avons étudié plus à fond le sujet d'une communication présentée au congrès de 1978 de l'Association canadienne d'économie tenu à London (Ontario) et nous nous sommes fondés dans une large mesure sur les résultats de notre monographie antérieure intitulée *Facteurs déterminants des ententes salariales négociées au Canada (1966-1975)*. Ces deux ouvrages ont été exécutés en collaboration avec nos collègues Douglas Auld et Robert Swidinski, et nous tenons à les remercier de la contribution importante qu'ils ont implicitement apportée à la présente étude. Nous remercions notre adjointe à la recherche, M<sup>me</sup> Jane Forster, de l'excellent travail qu'elle a accompli et nous savons gré à la Commission de lutte contre l'inflation de l'appui financier qu'elle nous a accordé. Un grand nombre de nos collègues de l'Université de Guelph et d'économistes de l'ensemble du Canada ont commenté notre précédent ouvrage et nous ont fait des suggestions dont nous avons tenu compte dans la présente étude. Nous remercions tout particulièrement, entre autres collaborateurs, R. Bodkin, J. Crow, D. Dodge, P.M. Grady, C. Freedman, R.G. Lipsey, T. McCormack, M. Mueller, J. Sargent, W.M. Scarth, M.T. Sumner et J. Vanderkamp. Enfin, la présente étude a été préparée pendant le congé sabbatique du premier auteur à l'Université d'Essex et nous voulons remercier le Département d'économie de cette université d'avoir mis des locaux à sa disposition. Il va sans dire que ni les personnes

susnommées ni la Commission de lutte contre l'inflation ne portent la responsabilité des arguments et des conclusions formulés dans le présent document.

## CHAPITRE PREMIER

### Création de la Commission de lutte contre l'inflation

Le 14 octobre 1975, l'honorable Donald S. Macdonald, ministre des Finances, déposait à la Chambre des communes une déclaration de principe ayant pour titre *Offensive contre l'inflation, un engagement national*. Dans l'introduction du document, il est établi que

"Le Canada est aux prises avec de graves problèmes d'inflation. Si l'inflation persiste ou s'accroît, elle risque fortement de compromettre la reprise économique, d'accroître le taux de chômage et de maintenir la nation dans un état de tension grandissant.

Il est donc devenu absolument nécessaire d'entreprendre d'un commun accord une lutte à l'échelle nationale pour contenir l'inflation.

Il n'y a pas de solutions rapides et faciles à un problème aussi crucial. Le processus inflationniste est enraciné à un point tel au Canada que seul un programme d'action détaillé et complet à l'échelle nationale peut en venir à bout."<sup>1</sup>

---

1

Macdonald, 1975, p. 1.

L'"engagement national" du gouvernement devait comporter quatre éléments principaux:

- "1) *Des politiques financière et monétaire destinées à accroître la demande globale ainsi que la production à un rythme qui soit compatible avec le ralentissement de l'inflation.*
- 2) *Une politique de dépenses publiques destinée à limiter la croissance de ces dépenses de même que le rythme d'accroissement de l'emploi au sein de la Fonction publique.*
- 3) *Des politiques structurelles ayant pour but de remédier aux problèmes particuliers de l'énergie, de l'alimentation et du logement, afin de rendre l'économie plus dynamique et concurrentielle, et d'améliorer les relations de travail.*
- 4) *Une politique des prix et des revenus qui fournisse des lignes directrices permettant d'obtenir un comportement social responsable en ce qui concerne la fixation des prix et la détermination des revenus des groupes, et qui prévoie les mécanismes nécessaires à la mise en application de ces lignes directrices et le contrôle de leur observation."*<sup>1</sup>

---

1

Macdonald, 1975, p. 4

L'élément le plus important de l'"offensive contre l'inflation" était incontestablement la politique des prix et des revenus. Pour la première fois en temps de paix dans l'histoire du Canada, des contrôles obligatoires étaient imposés sur les prix et les salaires.

La Commission provisoire de lutte contre l'inflation fut aussitôt établie, par décret du Conseil, en vertu de la Loi sur les enquêtes. Deux mois plus tard était votée la Loi anti-inflation (S.C. 197-Chap. 75) prévoyant la création de la Commission de lutte contre l'inflation (CLI), la nomination d'un Directeur et la constitution d'un Tribunal d'appel. Aux termes de la Loi anti-inflation, la CLI devait

- surveiller le mouvement des prix, bénéfices, rémunérations et dividendes en fonction des indicateurs;
- identifier les hausses réelles ou envisagées des prix, bénéfices, rémunérations et dividendes qui, à son avis, pouvaient contrevenir à la lettre ou à l'esprit des indicateurs;
- déceler les causes de ces hausses de prix qui pouvaient vraisemblablement avoir des conséquences importantes sur l'économie canadienne et chercher, par la négociation ou la consultation, à les rendre conformes à la lettre et à l'esprit des indicateurs ou à en réduire l'effet inflationniste;
- soumettre à l'examen du Directeur les cas où elle ne pouvait assurer la conformité aux indicateurs et où elle était convaincue que les circonstances particulières ne justifiaient pas les hausses proposées, ou lorsqu'elle était avisée par écrit par les intéressés qu'ils n'étaient pas satisfaits des



décisions rendues en matière de prix, bénéfices, rémunération ou dividendes;

- renseigner le public sur les mécanismes de l'inflation, sur les mesures que pouvait prendre le gouvernement et sur les rôles des entreprises et des groupes d'employés; et
- évaluer l'efficacité et l'applicabilité des indicateurs et proposer des améliorations au gouvernement<sup>1</sup>.

En vue de "limiter" les augmentations de salaire, la Loi prescrivait un ensemble d'indicateurs arithmétiques qui, dans la plupart des cas, établissaient des plafonds pour l'augmentation *en pourcentage* de la rémunération globale de différents groupes sur le marché du travail<sup>2</sup>. Ces indicateurs arithmétiques régissant la rémunération étaient la somme de trois éléments:

- "a) un coefficient de protection de base fixé à 8 pour cent pour la

---

<sup>1</sup>CLI, *Rapport sur la troisième année*, 1978, p. 23.

<sup>2</sup>"En plus des indicateurs arithmétiques, il existe une limite de \$2400 sur l'augmentation de la rémunération annuelle moyenne d'un groupe d'employés. La Commission a rendu des décisions sur 765 régimes de rémunération touchant 27 105 employés pour lesquels l'augmentation moyenne proposée était supérieure à \$2400. Dans ces cas, l'augmentation moyenne approuvée par la Commission a été de \$2418." CLI, *Rapport sur la troisième année*, 1978, p. 8. Ces cas représentent moins de un pour cent des employés pour lesquels des réductions de salaire ont été recommandées.

première année du programme, à 6 pour cent pour la deuxième et à 4 pour cent pour la troisième;

- b) un coefficient de productivité national de 2 pour cent; et
- c) un coefficient de rajustement fondé sur les pratiques salariales antérieures qui variait entre plus ou moins 2 pour cent par année selon les antécédents du groupe face à la hausse de l'Indice des prix à la consommation (IPC) au cours des deux ou trois dernières années."<sup>1</sup>

Lorsque l'augmentation de l'Indice des prix à la consommation (IPC) dépassait le facteur de protection de base, la différence y était ajoutée dans les années subséquentes. Bien que tous les Canadiens fussent censés se conformer à ces indicateurs, les groupes importants<sup>2</sup> étaient tenus par la loi de le faire et devaient soumettre à la Commission des détails concernant les ententes salariales négociées. A la suite d'un examen approfondi de ces rapports, la CLI pouvait approuver l'augmentation

---

<sup>1</sup> CLI, *Rapport sur la troisième année*, 1978, p. 24

<sup>2</sup> Ces groupes comprenaient les entreprises comptant 500 employés et plus, les entreprises de construction comptant 20 employés ou plus, les entreprises considérées comme étant d'une importance stratégique, les professionnels ainsi que les employés des gouvernements fédéral, provinciaux ou municipaux et de leurs organismes.

de salaire négociée<sup>1</sup> ou recommander qu'elle soit réduite. A la demande de l'employeur ou des employés, cette recommandation pouvait être déférée au Directeur, dont la décision était exécutoire.

Outre de limiter l'augmentation des salaires, la CLI avait également pour mandat de contrôler et de réglementer les prix et les bénéfices, le principe général étant de limiter les majorations de prix aux montants suffisant à éponger les augmentations nettes de coûts. On pensait qu'en réussissant à ramener les augmentations de salaire à des niveaux plus raisonnables et à empêcher les entreprises d'augmenter leurs dépenses discrétionnaires ou leurs marges bénéficiaires<sup>2</sup>, on parviendrait aussi à ralentir la montée des prix.

"Les indicateurs stipulent que les prix fixés par une entreprise ne doivent comprendre que les coûts admissibles plus un pourcentage de marge bénéficiaire déterminé à l'avance (la marge de référence). Si, au cours d'une période d'observation donnée, une compagnie réalise une marge bénéficiaire dépassant sa marge de référence, elle est déclarée en possession d'un surcroît de recettes.

---

<sup>1</sup> "Par exemple, les coûts d'aménagements paysagers et de publicité ne pouvaient pas dépasser la proportion des ventes qu'ils représentaient pendant la période de base." CLI, *Rapport sur la troisième année*, 1978, p. 26.

<sup>2</sup> Pour plus de détails, *Ibid.*, pp. 14 et 25-26.

A la date du 18 août 1978, la Commission avait étudié un total cumulé de 882 cas de surcroît de recettes. Ces cas impliquaient 719 compagnies pour un surcroît de recettes total de \$224.51 millions.

Dans tous les cas, la Commission a reçu des plans d'observation détaillant la façon dont les compagnies entendaient se débarrasser de leur surcroît de recettes. Les méthodes généralement adoptées comprennent des réductions de prix sur certains produits ou certaines lignes de produits, des gels de prix, des rabais, des remboursements aux consommateurs ou l'absorption par la compagnie des hausses de coût pendant une certaine période future."<sup>1</sup>

En d'autres termes, on parlait de la notion qu'en surveillant et contrôlant les augmentations de salaire et de marges bénéficiaires, on pouvait exercer un contrôle indirect sur le niveau des prix<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> *Ibid.* p. 14.

<sup>2</sup> Cependant, la Loi anti-inflation conférait à la CLI le pouvoir d'exiger des compagnies qu'elles la préviennent d'avance de toute augmentation de prix "importante". Ce droit a été exercé et vers la fin de la troisième année du programme le nombre de compagnies "tenues d'envoyer un préavis" s'établissait à 342. (Voir CLI, *Rapport sur la troisième année*, 1978, p. 13.)

La Commission de lutte contre l'inflation a reçu un mandat de trois ans "pour freiner et renverser la spirale des coûts et des prix qui sape les bases mêmes de notre économie et de notre société"<sup>1</sup>. On n'a jamais voulu en faire une solution permanente au problème de l'inflation: "A long terme, nous devons moderniser notre système économique, le rendre plus efficace et plus dynamique en l'assouplissant et en intensifiant la concurrence"<sup>2</sup>. Le 20 octobre 1977, le ministre des Finances annonçait que la CLI mettrait progressivement fin à ses activités entre le 14 avril 1978 et le 31 décembre 1978, soit un peu avant la date prévue.

Il ressort clairement de ce qui précède que la limitation des salaires au cours de l'existence de la CLI était essentielle au succès du programme du Gouvernement.

Cela ne veut pas dire pour autant que les autres éléments de son offensive contre l'inflation n'étaient pas importants, ni qu'une politique des revenus peut donner de bons résultats sans des restrictions monétaires et fiscales appropriées. Le Programme anti-inflationniste a toujours été considéré par les autorités comme un tout homogène<sup>3</sup>, les contrôles des prix

---

<sup>1</sup>Macdonald, 1975, p. 27.

<sup>2</sup>*Ibid.*, p. 27.

<sup>3</sup>Voir, par exemple, le *Rapport sur la seconde année* de la Commission de lutte contre l'inflation 1977, p. 1. Il est intéressant de noter qu'un des éléments du programme, notamment les politiques structurelles, est rarement mentionné dans les détails qui entourent la mise en oeuvre du Programme anti-inflationniste.

et des revenus n'étant destinés qu'à compléter à court terme les restrictions monétaires et financières et non à les remplacer de façon permanente. Même si tous les éléments du programme méritent une analyse approfondie, tant individuellement que globalement, nous estimons qu'une condition essentielle (mais non suffisante) au succès d'une politique des revenus est sa capacité de contenir la hausse des salaires. Advenant que la Commission de lutte contre l'inflation n'ait exercé *aucune* influence sur les hausses de salaire négociées, il serait difficile de prétendre qu'elle ait eu une incidence quelconque (positive ou négative) sur la "spirale inflationniste", ce qui était sa raison d'être. La présente étude a donc pour but d'évaluer l'impact du Programme anti-inflationniste, première expérience de politique des revenus au Canada en temps de paix, sur les ententes salariales négociées au cours du mandat de la Commission de lutte contre l'inflation.

## CHAPITRE II

### Survol historique

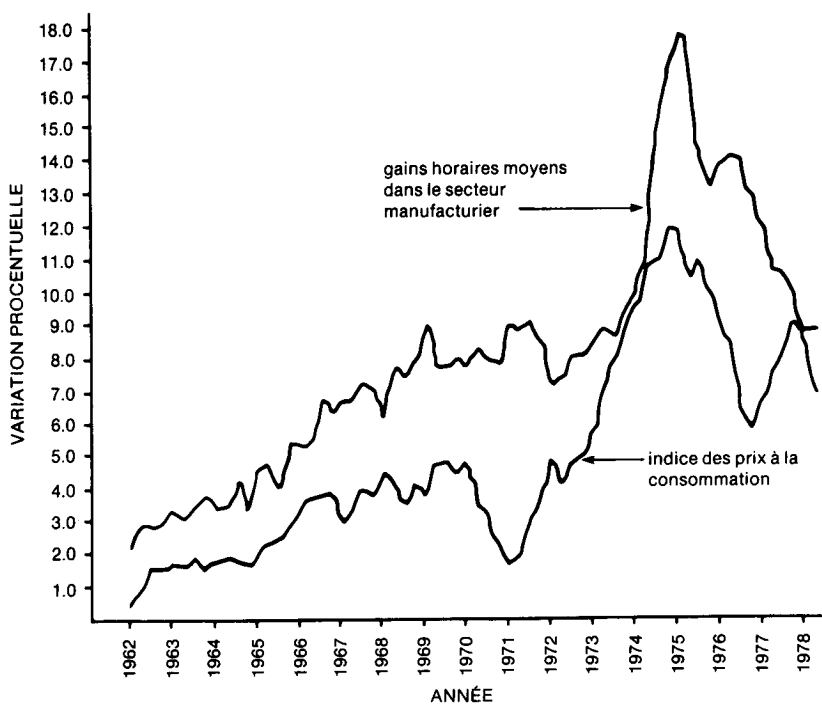
Avant de commenter les problèmes conceptuels liés à la mesure de l'impact de la CLI sur les ententes salariales négociées et la méthodologie utilisée dans la présente étude, il convient de passer brièvement en revue les événements qui ont mené à la création de la Commission. A l'exception d'un bref intervalle au tout début des années 1970, les prix et les salaires ont continuellement augmenté au Canada pendant les deux dernières décennies, leur croissance devenant très rapide au cours des années 1970 (voir le graphique 1). Les taux d'inflation enregistrés dans les années 1970 ont été constamment supérieurs à ceux des années 1950 et 1960, et d'ailleurs, à ceux de toutes les décennies précédentes dans l'histoire du Canada.

Au cours des dix dernières années, le gouvernement a réagi en instituant successivement cinq organismes différents de lutte contre l'inflation<sup>1</sup>. En 1968, dans son livre blanc intitulé *Politiques pour la stabilisation des prix*, le gouvernement concluait que les politiques

---

<sup>1</sup> La Commission des prix et des revenus (1969), la Commission de surveillance du prix des produits alimentaires (1973), la Commission de lutte contre l'inflation (1975), le Centre d'étude de l'inflation et de la productivité (1978) et la Commission nationale de l'inflation (1979).

GRAPHIQUE 1  
INFLATION DES PRIX ET DES SALAIRES AU CANADA  
(taux annuels)





macroéconomiques conventionnelles de lutte contre l'inflation offraient des moyens trop restreints<sup>1</sup> et c'est cette recherche de nouveaux instruments qui mena à la création de la Commission des prix et des revenus (C.P.R.) en juin 1969. Cet organisme avait alors reçu pour mandat

"d'enquêter et de faire rapport sur les causes, les mécanismes et les effets de l'inflation et d'informer ceux qui sont ordinairement appelés à prendre des décisions affectant les prix et les revenus, ainsi que le gouvernement et le grand public, sur les meilleurs moyens d'assurer la stabilité des prix."<sup>2</sup>

Cependant, la C.P.R. a vite été entraînée dans des discussions et des négociations visant à en

---

<sup>1</sup> Certains économistes (théoriciens) ont sévèrement critiqué l'opinion officielle voulant que les politiques macroéconomiques ne pouvaient, à elles seules, offrir des solutions valables aux problèmes créés par l'inflation au cours des années 1960. A ce sujet, Courchene (1971, p. 54) a affirmé avoir démontré que la politique monétaire avait stimulé la croissance de la demande plutôt que de la contenir et qu'il trouvait malheureux que règne dans les milieux officiels d'Ottawa l'opinion que tous les moyens macroéconomiques conventionnels avaient été épuisés et que même leurs meilleurs résultats n'étaient pas suffisants. Semblable opinion a été formulée par Reber (1970).

<sup>2</sup> Extrait de la préface du rapport sommaire (1972) de la C.P.R.

arriver à une entente volontaire sur une politique des prix et des revenus. Comme on ne semblait pas pouvoir parvenir à un tel accord, la Conférence nationale sur la stabilité des prix a établi des normes de restriction des prix et a recommandé un plafond annuel de 6 pour cent sur les hausses des traitements et salaires. Comme la Commission des prix et des revenus n'avait aucun pouvoir légal pour assurer l'application des restrictions de prix ou des plafonds de salaire, on s'est vite aperçu que ce programme de "persuasion" était voué à l'échec. La Commission elle-même reconnaissait que même si l'on avait pu réussir à freiner quelque peu l'augmentation des prix, l'ampleur moyenne des hausses de salaire n'avait "que peu diminué"<sup>1</sup>. Cet organisme a donc été aboli à la fin de 1971.

Malgré les événements de 1970, la C.P.R. a continué de soutenir qu'un programme temporaire de contrôle des prix et des salaires pouvait dans certaines circonstances, jouer un rôle concret:

"Si on le conjugue avec des politiques destinées à créer et à maintenir des conditions de demande plus stables, le recours à des contrôles temporaires constitue un moyen pour que les hausses de prix s'accordent, de manière plus rapide et plus fiable, avec les changements des conditions de la demande. Ceci permettrait donc d'accélérer le processus d'ajustement et de réduire les pertes transitoires que connaissent l'emploi et la production quand on

---

<sup>1</sup> Ibid, pp. 2-3.

reprend le contrôle de l'inflation. Même dans ces conditions, il est peu vraisemblable que le processus soit rapide ou élevé et les résultats ne seront pas durables, sauf si l'on réussit à modifier les attentes inflationnistes."<sup>1</sup>

On retrouve dans son rapport sommaire de 1972 une phrase au caractère plutôt prophétique pour l'époque:

"Il se peut qu'avant longtemps le cours des événements amène les Canadiens à penser qu'un programme temporaire de contrôles mérite une grande considération."<sup>2</sup>

En se basant sur sa propre expérience, la C.P.R. insistait sur le fait qu'un tel programme, s'il était instauré, devait être coercitif: "...un système de contrôle complet nous semble le seul type d'intervention qui soit - par son efficacité probable - digne d'être essayé dans un avenir rapproché."<sup>3</sup>

Si l'on examine brièvement la nature des politiques monétaires et fiscales au cours des dix dernières années, on constate qu'elles ont été restrictives pendant la majeure partie de l'existence de la C.P.R. A la suite de la forte récession de 1969-1970 et de la libération

---

<sup>1</sup>*Ibid.*, p. 8.

<sup>2</sup>*Ibid.*, p. 8.

<sup>3</sup>*Ibid.*, p. 8.

du cours du change en mai 1970, on est passé brusquement de politiques de gestion de la demande restrictives<sup>1</sup> à des politiques très stimulantes:

La politique monétaire canadienne, jusque là axée sur une monnaie rigide et sur la lutte contre l'inflation, s'est orientée, presque du jour au lendemain, vers l'obtention du taux de change approprié... Après cette période de flottement, la pression sur le dollar a clairement affiché une tendance à la hausse. Pour renverser cette tendance... la politique monétaire devait être expansionniste.<sup>2</sup>

Ainsi, on a laissé la masse monétaire atteindre des taux records trois années de suite, avant la hausse rapide des prix mondiaux du pétrole. Selon les conclusions du ministère des Finances:

"...dans la plupart des pays, mais particulièrement au Canada, l'expansion très rapide de la masse monétaire en 1970 et 1973 a été un trait marquant de cette période...

Rétrospectivement, on voit clairement que la politique de la demande

---

<sup>1</sup> Pendant cette période, la politique fiscale a été largement axée sur la création de monnaie. Voir Christofides (1977).

<sup>2</sup> Traduction. Courchene (1976), pp. 159-161.

globale fut par trop expansionniste au cours de la période 1971-1973.<sup>1</sup>

Même si les mouvements internationaux des prix des aliments, des produits de base et de l'énergie ont sans doute aggravé l'arbitrage inflation-chômage dans les années 1970, la politique monétaire et fiscale "trop expansionniste" du début de la décennie est peut-être au coeur des difficultés d'ajustement de l'économie canadienne au milieu des années 1970.

Sans vouloir défendre cette tendance "trop expansionniste" de la politique de gestion de la demande au début des années 1970, il faut souligner que les économistes et les technocrates de l'époque ne pouvaient prédire l'avenir avec certitude. Comme l'a noté le ministère des Finances:

"Certains indicateurs économiques importants furent mal interprétés à l'époque. En premier lieu, les rapports entre le taux global de chômage et les tensions sur le marché du travail subirent pendant cette période des modifications dont les effets ne furent pas entièrement appréciés à l'époque. Les modifications du régime d'assurance-chômage en 1971 et la continuation de l'évolution de la population et de la population active ont modifié l'arbitrage inflation-chômage en haussant

---

1

*Inflation récente au Canada*, Ministère des Finances, Ottawa, 1978.

le taux de chômage auquel se développent les tensions inflationnistes...

En outre, les premières estimations de la croissance réelle de l'économie canadienne pendant cette période furent constamment trop faibles, comme l'ont révélé les révisions ultérieures des statistiques de la comptabilité nationale. L'ampleur de la sous-estimation fut particulièrement grande en 1971. Selon les premières estimations, la DNB réelle avait augmenté de 5,4 pour cent en 1971; les révisions ultérieures portèrent cette estimation à 6,9 pour cent... Si l'on avait tenu compte des modifications structurelles du marché du travail dans l'interprétation du taux de chômage et si l'on avait mieux évalué le profil et le taux de croissance global au début des années 1970, la politique de la demande aurait pu être moins expansionnistes."<sup>1</sup>

Ainsi donc, la coïncidence<sup>2</sup> de trois années de politiques expansionnistes<sup>2</sup> de gestion de la demande avec de forts mouvements des prix internationaux des aliments, des produits de base et du pétrole a eu pour effet de pousser les taux d'inflation des prix dans les deux chiffres, ce qui a aussitôt déclenché une

---

<sup>1</sup>  
*Ibid.*, pp. 13-14.

<sup>2</sup>  
Pour une explication plus détaillée de la politique canadienne au cours des années 1970, voir *Ibid.*

accélération rapide du rythme d'inflation des salaires. A l'expiration des ententes salariales à long terme conclues dans les années tranquilles qu'ont été 1971 et 1972, les travailleurs ont exigé et reçu des augmentations de salaire très importantes en compensation de la hausse (imprévue) des prix en 1973 et 1974. Dans les nouvelles ententes, les hausses des taux de salaire de base ont, en *moyenne annuelle* atteint près de 20 pour cent au cours des neuf premiers mois de 1975, ce qui était bien supérieur au taux d'inflation observé de 10 pour cent. C'est en considération de cette poussée dans les deux chiffres des taux d'inflation des prix et des salaires que le gouvernement a décidé de créer la C.L.I. en octobre 1975.

Dans ces circonstances, le recours exclusif aux politiques de gestion de la demande afin de combattre l'inflation fut rejeté en raison de l'ampleur des pertes de production et de l'aggravation du chômage risquant d'en résulter. On adopta plutôt le programme de lutte contre l'inflation dont le but était de réduire directement les hausses de salaires et de prix et, ce faisant, de réduire les anticipations inflationnistes. Des politiques monétaire et fiscale cohérentes étaient cependant considérées comme des éléments essentiels du PLI.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup>*Ibid.*, p. 51.

## CHAPITRE III

### Mesure de l'incidence de la CLI sur les ententes salariales négociées: considérations d'ordre méthodologique

Comme on l'a vu au premier chapitre, la CLI avait pour principale tâche "d'identifier les hausses réelles ou envisagées des prix, bénéfices, rémunérations et dividendes" contrevenant aux indicateurs et de "chercher, par la négociation ou la consultation, à les rendre conformes à la lettre et à l'esprit des indicateurs ou à en réduire l'effet inflationniste"<sup>1</sup>. En ce qui concerne les modalités établies à la CLI en matière de rémunération, précisons que les entreprises et les syndicats devaient d'abord s'entendre sur un règlement salarial, puis le soumettre à l'approbation de la Commission. Le tableau 1 indique, pour chaque année du programme, le nombre d'employés pour lesquels des régimes de rémunération (contrats proposés) ont été présentés à la CLI. Les hausses de salaire égales ou inférieures aux indicateurs n'avaient pas à être approuvées officiellement par la Commission. Fait à noter, environ 65 pour cent de l'ensemble des employés visés par les régimes de rémunération présentés à la Commission ont reçu des augmentations conformes aux indicateurs.

Pour ce qui est des cas sur lesquels elle devait se prononcer parce que l'augmentation de salaire proposée dépassait les indicateurs, la Commission, en général, recommandait une

---

<sup>1</sup>CLI, *Rapport sur la troisième année, 1978*, p. 23.



réduction aux parties en cause puis, par la "consultation et la négociation", s'efforçait de persuader la compagnie et le syndicat de modifier l'entente salariale en conséquence. Si, malgré ses efforts de persuasion, la Commission ne réussissait pas à amener les parties intéressées à modifier "volontairement" l'entente en fonction de la réduction recommandée, le cas était déféré au Directeur, dont la décision avait force exécutoire. En fait, ceux qui en appelaient au Directeur de la recommandation de la Commission couraient le risque de se voir imposer une réduction encore plus forte que celle recommandée par la Commission. Au mois de septembre 1978, seulement 277 régimes de compensation avaient été soumis au Directeur, soit environ un pour cent des cas ayant nécessité l'intervention de la Commission. En d'autres termes, les efforts de persuasion de la CLI (soutenus par les pouvoirs légaux du Directeur) ont abouti dans environ 99 pour cent des cas au consentement des entreprises et des syndicats à modifier "volontairement" leur entente salariale de façon à tenir compte de la réduction "recommandée".

Le tableau 1 donne également un résumé des décisions de la CLI en matière de rémunération; on y trouve, pour chaque année du programme, des données sur i) le pourcentage moyen d'augmentation soumis à l'approbation de la CLI; ii) le niveau moyen de l'indicateur; iii) le pourcentage moyen d'augmentation accordé par la CLI<sup>1</sup> et iv) le pourcentage implicite de la réduction moyenne "recommandée". Le résultat peut-être le plus surprenant dans ce tableau

---

<sup>1</sup>Dans certaines circonstances spéciales, comme l'existence de "liens historiques", la CLI a souvent accordé des augmentations supérieures aux indicateurs arithmétiques.

**Tableau 1**

Hausses de rémunération soumises à l'approbation de la CLI  
et décisions rendues

	1 <sup>re</sup> année du programme 14 octobre 1975 au 13 octobre 1976	2 <sup>e</sup> année du programme 14 octobre 1976 au 13 octobre 1977	3 <sup>e</sup> année du programme 14 octobre 1977 au 13 octobre 1978
Nombre total d'employés visés par les régimes soumis	3 256 604	3 983 999	1 682 790
Pourcentage des employés pour lesquels les hausses de rémuné- ration proposées étaient confor- mes aux indicateurs	59.1	69.6	65.7
Nombre d'employés touchés par des décisions de la CLI	1 463 929	1 343 398	538 080
<u>Décisions de la Commission</u>			
i) Hausse moyenne proposée, en pourcentage	12.1	8.6	6.3
ii) Indicateur arithmétique moyen, en pourcentage	9.1	7.1	5.5
iii) Hausse moyenne accordée, en pourcentage	10.1	7.5	5.7
iv) Réduction moyenne recommandée, en pourcentage	2.0	1.1	0.6
Estimation du pourcentage moyen de réduction recommandée par la CLI par rapport à l'ensemble des employés ayant présenté un régime de rémunération	0.8	0.3	0.2

Source: CLI, *Rapport sur la troisième année, 1978*, pp. 9 et 10.

est la valeur relativement faible de la réduction moyenne recommandée. Si cette moyenne est pondérée pour faire la part de la majorité des employés non visés par de telles réductions, on peut obtenir une estimation de l'importance moyenne de la réduction par rapport à l'ensemble des employés qui ont présenté un régime de rémunération à la CLI. Comme on peut le voir, le pourcentage obtenu est très faible puisque, au total, la réduction moyenne n'atteint que 1.3 pour cent pour toute la durée du programme. Il ne faut pas en déduire pour autant qu'aucun des groupes de négociation ne s'est vu imposer de réduction très importante; il en ressort plutôt que dans l'ensemble, les réductions imposées par la CLI ne semblent pas avoir eu d'effet marqué sur l'inflation des salaires.

Toutefois, l'impact direct de ces réductions ne constitue qu'un seul des canaux d'influence du Programme anti-inflationniste sur les règlements salariaux. Bien que les réductions soient de loin l'aspect le plus visible du programme, il a pu avoir d'autres effets moins évidents sur les négociations salariales. L'existence d'indicateurs, le rôle de surveillance et de consultation joué par la CLI et les pouvoirs d'exécution dont était investi le Directeur sont autant de facteurs qui ont pu influencer sur le niveau des ententes salariales négociées avant même qu'elles ne soient soumises à l'approbation de la Commission. En d'autres termes, l'existence et l'exercice de pouvoirs de limitation ont pu modifier l'évolution des salaires dès l'étape de la négociation. Inutile de dire que tout démêlé avec la CLI ou le Directeur entraînait de longs retards et des frais susceptibles de dépasser la valeur du gain que pouvait représenter l'approbation, par l'une ou l'autre instance, d'augmentations supérieures aux indicateurs.

En ce qui concerne les effets indirects possibles des contrôles salariaux, trois opinions fondamentales peuvent être avancées. Premièrement, on peut prétendre que la CLI n'a eu *aucun* autre effet sur les ententes salariales négociées que celui des réductions directes, autrement dit, que la menace d'une sanction n'a en rien modifié l'évolution des salaires sur le marché du travail puisque les entreprises et les syndicats en ont fixé les taux comme si la Commission n'existait pas. Les défenseurs de cette opinion pourraient en outre soutenir que toutes les réductions recommandées par la CLI seraient tout simplement compensées dans les contrats signés après la période des contrôles (ce que l'on pourrait appeler "l'effet de gonflement"<sup>1</sup>). Bref, la CLI n'aurait aucune incidence durable sur les taux de salaire et ceux-ci reprendraient simplement le cours normal de leur évolution (une réduction salariale serait suivie d'un gonflement correspondant).

Deuxièmement, il se peut que la crainte d'une réduction ait incité les entreprises et les syndicats à négocier des hausses de salaire moins élevées. En d'autres termes, la CLI, du seul fait qu'elle avait le pouvoir d'imposer des réductions, a pu contribuer à *réduire indirectement* l'importance des hausses salariales négociées par rapport à ce qu'elles auraient été en l'absence de contrôles. A la limite, les défenseurs de cette opinion pourraient soutenir que les entreprises et les syndicats, qui autrement auraient négocié des contrats de salaire plus élevés, ont modifié leur comportement en s'en tenant à la limite des indicateurs. Il se peut donc que l'établissement du Programme anti-inflationniste (à cause des

---

<sup>1</sup>Nous reparlerons de l'effet de gonflement dans les pages qui suivent.

pouvoirs de réduction qu'il prévoyait) ait effectivement donné lieu à un plafonnement des hausses de salaire négociées avant même qu'elles ne soient soumises à l'approbation de la Commission. Comme on le verra plus loin, la probabilité que cette influence indirecte de la CLI sur les salaires déclenche un effet de gonflement est beaucoup moindre.

Enfin, la création de la CLI a pu avoir sur les salaires un effet contraire à celui qui était recherché, en ce sens que les hausses négociées ont peut-être été supérieures à ce qu'elles auraient été en son absence. Il y a deux arguments à l'appui de cette thèse. Premièrement, il se peut que les indicateurs régissant la rémunération aient été fixés trop haut et interprétés comme étant des planchers plutôt que des plafonds et que l'on ait porté à ce niveau des règlements salariaux qui autrement auraient été inférieurs aux indicateurs. Deuxièmement, il est possible que les entreprises et les syndicats aient, par stratégie, établi une base de négociation excessivement élevée en prévision d'une réduction des taux par la Commission. Dans l'un et l'autre cas, même quand la CLI exerçait ses pouvoirs de réduction, l'effet net des contrôles salariaux pouvait encore être contraire aux attentes<sup>1</sup>.

On peut dire que les économistes partagent généralement cette opinion exprimée par Lipsey (1977) au sujet des répercussions possibles de la politique des revenus au Canada:

---

<sup>1</sup>Cette hausse des taux de salaire se poursuivrait indéfiniment, à moins que ces effets contraires ne soient corrigés dans la période de l'après-contrôle.

Les contrôles visent à déterminer le niveau des prix par voie législative. Une profusion de théories économiques éprouvées montrent que de tels efforts sont, à long terme, voués à l'échec. Les contrôles des prix et des salaires qui sont levés après deux ou trois ans sont suivis de poussées inflationnistes qui ramènent le niveau des prix là où il se serait situé, selon les valeurs des variables économiques pertinentes, si les contrôles n'avaient jamais existé... Même les effets transitoires de tels contrôles sont étonnamment restreints. La meilleure conclusion que l'on puisse tirer des expériences tentées de nombreuses fois dans d'autres pays est... qu'une forme relativement souple de contrôles (pas un "gel"), semblable à ce qui existe actuellement au Canada, peut réussir à réduire l'inflation d'environ un pour cent, alors que des contrôles moins rigides n'aboutissent à rien<sup>1</sup>.

Il ressort clairement de notre discussion et de cette citation de Lipsey que ce n'est que plusieurs années après sa suppression que l'on peut juger complètement de la valeur d'une politique des revenus. Toute analyse des effets de gonflement (poussées d'inflation) associés aux salaires nécessite une évaluation exacte de l'ampleur des répercussions de la politique en vigueur. Dans ce contexte, il est crucial d'établir une distinction entre la première théorie et les deux autres. Dans les deux

---

<sup>1</sup>(Traduction) Lipsey (1977), pp. 2-3.

derniers cas, l'importance des réductions de salaire recommandées peut donner une estimation très trompeuse des répercussions de la politique des revenus sur les salaires. De plus, l'ampleur de l'éventuel gonflement dans la période de l'après-contrôle peut dépendre fortement de la nature de l'influence de la la CLI, selon qu'elle est directe (réduction) ou indirecte. Au moment des négociations, l'entreprise pourra être plus disposée à contrebalancer les réductions de salaire induites par la CLI si elle avait déjà consenti des augmentations plus élevées, que si les deux parties s'étaient entendues (sous l'influence de la CLI) sur un règlement salarial structurellement différent à soumettre à l'approbation de la Commission. Dans ce dernier cas, qui en est un d'influence *indirecte*, il faut, pour que la perte de salaire soit entièrement compensée, que l'entreprise et le syndicat admettent tous deux qu'ils ont sciemment signé un contrat de salaire légal destiné simplement à arracher l'approbation de la Commission et qu'ils sont maintenant prêts à négocier sérieusement. Il y a lieu de croire qu'une des parties aura alors intérêt à défendre le document légal existant (accepté avant d'être soumis à l'examen de la Commission) et à ne pas faire de concession aussi généreuse sans rien recevoir en retour<sup>1</sup>. Bien qu'il soit probable qu'après la levée des contrôles la "compensation" des effets indirects sera proportionnellement moindre que celle des effets directs (réductions<sup>2</sup>), seules des

---

1

Cet argument est symétrique. Dans le cas où les contrôles ont établi un taux minimal, le syndicat peut tenter de conserver les gains acquis grâce à l'influence de la CLI.

2

Même la marge d'augmentation perdue à cause de la réduction imposée par la CLI devra être

analyses empiriques faites après la période d'application des contrôles pourront le confirmer. Ainsi, il pourra s'avérer essentiel d'établir une distinction entre les effets indirects et les effets directs "en cours d'application de la politique" pour déterminer l'impact total permanent (s'il en est) de la Commission de lutte contre l'inflation.

La présente étude a pour principal objectif de mesurer l'influence *indirecte* de la CLI sur les ententes salariales négociées. Si les effets directs des réductions recommandées par la CLI peuvent être facilement calculés, il faut utiliser une méthodologie entièrement différente pour quantifier l'influence indirecte du Programme anti-inflationniste sur l'évolution des salaires. Avant de décrire la façon dont nous nous y sommes pris pour le faire, il convient de donner quelques explications sur les données utilisées. Malheureusement, une analyse des effets indirects de la CLI sur les salaires ne peut être basée sur des séries chronologiques publiées par Statistique Canada (par exemple, les gains horaires moyens), car les effets directs des réductions sont déjà compris dans ces données. La présente monographie est donc basée exclusivement sur des données microéconomiques relatives à des ententes salariales conclues avant l'intégration des réductions recommandées par la CLI.

Notre étude se fonde sur une analyse comparative de 5133 contrats salariaux négociés dans les secteurs privé et public entre 1966 et 1978, suivant des données compilées par Travail Canada. De ce nombre, 3387 (2338 du secteur

---

renégociée et il se peut que l'entreprise ne la concède pas automatiquement.



privé et 1049 du secteur public<sup>1</sup>) ont été signés dans les dix années précédant la création de la CLI et 1746 (790 du secteur privé et 946 du secteur public) pendant la durée du Programme anti-inflationniste<sup>2</sup>. Pour chaque contrat, notre base de données microéconomiques contient des renseignements précis au sujet du taux de salaire de base<sup>3</sup> (et des changements négociés) et des renseignements pertinents concernant les dates des contrats, le nombre d'employés visés, le genre d'industrie, le code géographique, etc. Notre fichier de données ne contenait cependant pas de renseignements précis sur les clauses d'indexation (par exemple, sur les formules, les plafonds, les conditions d'application, l'intégration à l'échelle salariale, etc.) et les contrats comportant de telles clauses ont malheureusement dû être

---

1

Les ententes conclues par arbitrage obligatoire ont été exclues de l'ensemble des données relatives à la période de l'avant-contrôle. Comme il est expliqué au chapitre VII de Auld, Christofides, Swidinsky et Wilton (1979a), ces contrats conclus par arbitrage présentent une structure salariale plutôt particulière.

<sup>2</sup>Dans le cas des contrats pour lesquels Travail Canada avait tenu compte des réductions recommandées par la Commission, il nous a fallu réviser les données (pour rétablir l'entente salariale initiale).

<sup>3</sup>Il importe de rappeler que les indicateurs de la CLI touchant la rémunération incorporent les avantages sociaux, alors que les données utilisées ici sont fondées sur les taux horaires de rémunération de base.

exclus de l'analyse<sup>1</sup>. Tout au long de la présente monographie, chaque contrat salarial est traité comme une observation individuelle (microéconomique) ayant rapport au mécanisme de détermination des salaires au Canada<sup>2</sup>, et la variable dépendante est définie comme étant la variable procentuelle totale du taux de salaire

---

<sup>1</sup>Dans la période qui a précédé l'institution de la Commission, 15 pour cent environ de l'ensemble des contrats renfermaient des clauses d'indexation. Dans la période d'application du programme, la proportion de ces contrats atteignait environ 20 pour cent et on les retrouvait principalement dans le secteur privé. Comme le nombre de travailleurs est habituellement plus grand dans les unités de négociation qui signent des contrats avec clauses d'indexation, les pourcentages obtenus seraient vraisemblablement encore plus élevés si les moyennes étaient pondérées par le nombre d'employés visés par ces ententes.

<sup>2</sup>Cette méthodologie microéconomique permet d'éviter les problèmes complexes que posent, pour l'analyse des séries chronologiques trimestrielle, la forte variabilité des calendriers de négociation, la durée variable des ententes, la concentration des augmentations dans les premières années de la convention, etc. Pour une analyse des problèmes économétriques liés à la prédominance des conventions salariales, voir Rowley et Wilton (1974) et Smith et Wilton (1978). Une méthodologie microéconométrique, appliquée à des données sur des ententes salariales canadiennes, a été employée antérieurement par Sparks et Wilton (1971), Wilton (1977), Cousineau et Lacroix (1977), Riddell (1979) et Auld, Christofides, Swidinsky et Wilton (1979a).

de base négocié pour la durée de l'entente, exprimée sous forme de taux *annuel* composé<sup>1</sup>.

Il importe d'insister de nouveau sur l'orientation microéconomique de la présente étude. Comme l'a fait remarquer Pencavel:

Presque toutes les recherches sur l'efficacité des contrôles des prix et des salaires... s'appuient... sur des données hautement agrégatives pour tirer des conclusions à l'égard des conséquences du souci apparent de la bureaucratie gouvernementale de réduire le taux d'inflation des prix... Le problème, bien sûr, c'est qu'à ce niveau d'agrégation, les données ne permettent guère de faire la différence entre les diverses explications possibles. Il n'est donc pas étonnant que ces études n'amènent que peu d'observateurs à reviser leur position quant à l'effet des contrôles des prix et des salaires<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup>Au cours des dernières décennies, le taux de salaire de base moyen a suivi une courbe semblable à celle des gains horaires moyens. Par exemple, pour les quatorze années sur lesquelles portent les données présentées par Rowley et Wilton (1977), le taux de base moyen dans le secteur manufacturier s'est accru de 87.4 pour cent contre 88.7 pour cent pour les gains horaires moyens (période 1954-1968).

<sup>2</sup>(Traduction) Pencavel (1976), p. 303.

Notre analyse empirique de l'incidence du contrôle des salaires, du fait qu'elle est fondée sur des données microéconomiques, devrait donc donner des résultats statistiques plus précis que ceux qui ont été obtenus dans d'autres pays (le Royaume-Uni et les Etats-Unis) avec des données regroupées en séries chronologiques.

Le graphique 2 indique la taille *moyenne* de toutes les ententes négociées au cours de chaque trimestre de l'année<sup>1</sup> qui a précédé l'institution de la CLI, dans les secteurs privé et public. Les séries de variations des taux de salaire des deux secteurs présentent les mêmes caractéristiques générales, la moyenne des ententes intervenues dans le secteur privé excédant d'environ .25 pour cent par année, pendant la période 1969-1975<sup>2</sup>, celle des ententes conclues dans le secteur public. On notera toutefois que ces données fragmentaires ne s'appliquent qu'aux variations des taux de salaire de base contenues dans les conventions et font abstraction des facteurs de poussée des salaires.

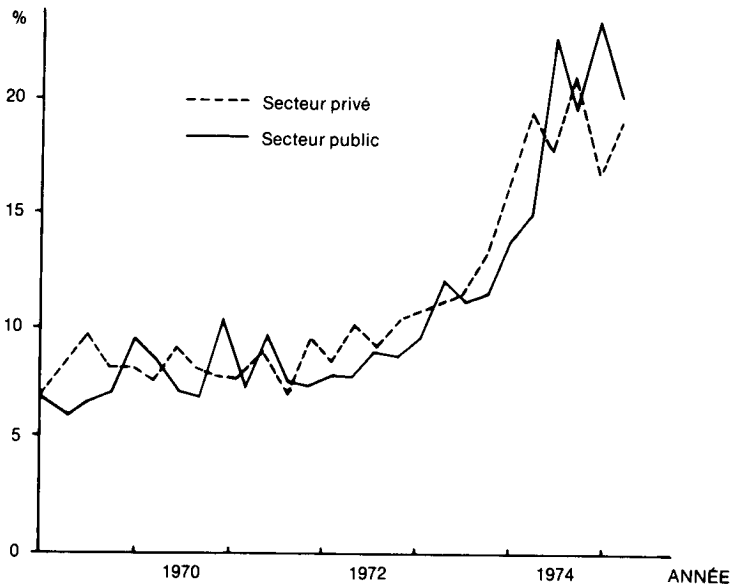
Pour revenir à la méthodologie employée pour la présente étude, soulignons que les effets

---

<sup>1</sup> Chaque entente salariale signée durant un trimestre donné de l'année est pondérée par le nombre d'employés visés par la nouvelle convention. Avant l'institution de la CLI, la durée moyenne des conventions était de 28 mois; ces "nouvelles" conventions transparaissent donc dans les niveaux globaux des salaires au cours des deux ou trois années suivantes.

<sup>2</sup> La moyenne du secteur privé est plus forte que celle du secteur public dans 18 des 27 trimestres compris dans cette période.

GRAPHIQUE 2  
VARIATIONS MOYENNES ANNUELLES DES ENTENTES  
SALARIALES  
(conclues avant l'institution de la CLI)



4) Source: Données utilisées dans la monographie de Auld, Christofides, Swidinsky et Wilton (1979a).

indirects de la CLI sur les variations de salaire négociées ne peuvent être mesurés qu'à partir d'une série d'estimations (prévisions) de ce qu'aurait été la taille probable des ententes négociées, en l'absence de contrôles. Notre analyse empirique doit essentiellement être "contrefactuelle". Quel aurait été le taux d'inflation des salaires au Canada si la CLI n'avait pas existé? A partir de données portant sur la période précédant l'institution de la CLI, il est possible de déterminer ce qu'auraient pu être les ententes salariales pendant la période comprise entre le quatrième trimestre de 1975 et le deuxième de 1978. On peut alors comparer cette série de prévisions contrefactuelles avec les données réelles pour cette période (d'application des contrôles). En l'absence de toute autre explication valable et en se ménageant une marge suffisante pour les erreurs de prévision, on peut attribuer les écarts considérables entre les prévisions et les valeurs observées à l'influence "indirecte" de la CLI sur les ententes salariales négociées.

Dans le prochain chapitre, nous présentons un modèle structurel de détermination des salaires mis à l'essai avec des données microéconomiques portant sur des règlements salariaux conclus entre 1966 et 1975 (soit avant la création de la CLI). On constate que dans les secteurs privé et public, l'état du marché du travail, les anticipations de prix et le rattrapage des prix exercent un effet important sur les augmentations de salaire négociées. Notre évaluation de l'incidence (indirecte) de la création de la CLI sur l'inflation des salaires au Canada est basée sur les équations structurelles de ces deux secteurs.

Au chapitre V, nous établissons des prévisions structurelles contrefactuelles de ce qu'aurait

été le degré d'inflation des salaires en l'absence de la CLI au cours de la période 1975T4-1978T2. Dans tous les cas, les prévisions structurelles dépassent les valeurs réelles négociées, ce qui laisse à entendre que la création de la Commission a pu contribuer indirectement à modérer le taux d'inflation des salaires. Pour la période d'existence de la Commission, on relève des déplacements statistiquement importants dans la structure des salaires. Enfin, nous donnons une estimation de l'ampleur de l'influence indirecte *cumulative* de la CLI sur les niveaux de salaire pendant la durée de son existence.

Dans le chapitre VI, nous modifions notre approche de façon à intégrer un rôle particulier pour les indicateurs régissant la rémunération. En d'autres termes, nous essayons de déterminer dans quelle mesure l'existence de la CLI a, en elle-même, forcé les parties à négocier des ententes salariales conformes aux indicateurs. Cette mesure "d'efficacité" est là encore limitée aux effets indirects, c'est-à-dire qu'elle est basée sur les valeurs réelles et celles établies par des prévisions structurelles des ententes salariales avant leur examen par la CLI. Dans le dernier chapitre, nous passons brièvement en revue les conclusions d'autres études canadiennes de l'influence de la CLI, après quoi nous résumons nos propres résultats et conclusions.

## CHAPITRE IV

### Déterminants structurels des variations de salaire négociées au Canada

Le présent chapitre a pour objet de fournir une explication d'ordre structurel des variations salariales négociées au Canada au cours des dix années qui ont immédiatement précédé la création de la Commission de lutte contre l'inflation. Ces modèles structurels de détermination des salaires seront utilisés aux chapitres V et VI pour évaluer l'incidence de la CLI sur les variations de salaire négociées durant la période d'application de la politique des revenus. Ce chapitre traite particulièrement des deux principaux facteurs structurels des variations de salaire (les variations des prix et l'état du marché du travail) et présente un résumé de la théorie et des résultats empiriques exposés dans une étude antérieure de Auld, Christofides, Swidinsky et Wilton (1979a).

Les modèles de détermination des salaires ont toujours inclus le taux de variation d'un indice des prix et une variable accessoire de l'état du marché du travail (parfois avec d'autres variables explicatives). Phillips (1958) a émis des hypothèses plutôt officieuses quant à l'incidence des variations du niveau des prix sur la détermination des salaires; Lipsey (1960), Dicks-Mireaux et Dow (1959), Eckstein et Wilton (1962), Perry (1966) et d'autres auteurs ont aussi inclus le taux de variation de quelque indice des prix dans leurs modèles salariaux. Même si le mécanisme par lequel les variations des prix se répercutent dans les taux de salaire n'a jamais été clairement



défini, ces auteurs ont établi une distinction entre les valeurs réelles et les valeurs nominales, en attirant l'attention sur les notions de rattrapage des prix que l'on retrouve typiquement dans un contexte de négociation<sup>1</sup>.

Phelps (1967) et Friedman (1968), s'ils n'ont pas introduit la variable des prix dans leurs modèles de détermination des salaires, ont, par contre, présenté un modèle théorique plus précis en ce qui concerne le rôle des prix dans le mécanisme de détermination des salaires. Ils ont notamment relevé la tendance des participants au marché du travail à penser en fonction de l'avenir et affirmé que le taux d'inflation prévu devrait être inclus *ex ante* dans l'équation des salaires au moyen d'un coefficient théorique égal à l'unité, supprimant toute illusion monétaire. Si les travailleurs prévoient une hausse des taux d'inflation durant la période d'application de leur nouvelle convention collective, ils exigeront et obtiendront un règlement salarial plus élevé, pour compenser l'inflation future (plus élevée) anticipée.

L'application du modèle d'anticipations de Phelps et Friedman au processus de détermination des salaires soulève une question intéressante, mais rarement débattue. Qu'advient-il des gains ou des pertes non prévus résultant des erreurs d'anticipation des prix? Il importe de signaler que ces anticipations sont le plus souvent erronées, que le moyen employé pour les établir soit rationnel ou non. De plus, il y a une distinction entre apprendre à mieux prévoir le niveau futur en se fondant sur l'expérience des erreurs passées et corriger les erreurs prévisionnelles du passé. En dépit

---

1

Voir, par exemple, Eckstein et Wilson (1962).

de sa façon explicite de traiter l'inflation anticipée, le modèle de Phelps et Friedman ne comporte aucun mécanisme *direct* qui permette à une entreprise particulière (ou à un syndicat) de corriger par le seul rajustement du taux des salaires les erreurs d'anticipation commises dans le passé. Avec le modèle de Phelps et Friedman, c'est un mécanisme indirect du marché qui corrige les erreurs antérieures d'anticipation. Par exemple, si les anticipations des prix établies dans le passé se révèlent trop faibles (c'est-à-dire que les prix augmentent plus que prévu) le salaire réel payé à la main-d'oeuvre est alors trop faible; cette baisse des salaires réels crée un excès de la demande de main-d'oeuvre qui donne lieu à une surenchère des salaires et à un redressement consécutif du salaire réel non approprié (inattendu)<sup>1</sup>.

Le modèle de Phelps et Friedman est donc fondé sur l'hypothèse que les travailleurs négocient ferme pour faire pleinement inclure leurs anticipations de prix (*ex ante*), quitte à laisser l'évolution du marché corriger les situations résultant de l'inflation non prévue (*ex post*). Comme nous l'expliquons plus loin, vu la prédominance des accords à long terme qui établissent le taux de salaire nominal, on ne peut guère s'attendre à ce que les erreurs prévisionnelles du passé, inhérentes au processus de prévision des prix, se reflètent nécessairement dans des indices observables de l'excès de demande de main-d'oeuvre. Dans un cadre structuré

---

<sup>1</sup>Bien sûr, d'autres auteurs ont aussi décrit ce phénomène de rajustement. Lipsey et Parkin (1970), par exemple, mentionnent qu'"une hausse non anticipée du niveau des prix abaisse le taux de salaire réel, accroît l'excès de la demande et ... entraîne une hausse des salaires". (Traduction, p. 117).

où les accords sont renégociés à des intervalles irréguliers entre les mêmes parties (l'entreprise et le syndicat), il est clair que des erreurs prévisionnelles de ce genre ne seront pas considérées comme des "choses du passé" (comme ce serait le cas à une enchère anonyme et continue) et les gains ou les pertes imprévus résultant d'anticipations inexactes des prix seront remis en question lors des négociations ultérieures. Pour illustrer l'importance possible de ces gains ou pertes imprévus, prenons l'exemple d'une convention de trois ans signée en 1972. Si l'on suppose une hausse anticipée "raisonnable" des prix, disons de 4 à 5 pour cent par année, les employés auraient subi une perte imprévue de salaire réel possible de 15 pour cent pendant ces trois années d'inflation non anticipée. Il serait naïf de présumer que pendant les négociations de 1975 les travailleurs négocieraient *comme si* cette perte ne s'était pas produite et qu'ils établiraient leurs revendications salariales en fonction seulement du taux d'inflation prévue de 1975 à 1978 (c'est-à-dire qu'ils accepteraient cette perte imprévue à perpétuité). Dans ce contexte, un certain nombre d'auteurs, dont Turnovsky (1972), Turnovsky et Wachter (1972), Johnston et Timbrell (1973) et de Menil et Bhalla (1975), ont inclus une variable d'inflation non prévue dans leurs équations salariales, afin de tenir compte de ce facteur.

Toutefois, le mécanisme indirect de redressement du marché dont nous avons traité précédemment présente une seconde difficulté peut-être plus fondamentale. A cause de la prédominance des conventions de longue durée qui établissent le taux de salaire nominal, il est peu probable que les erreurs de prévision transparaissent entièrement dans des indices observables de l'excès de demande de main-d'oeuvre, comme le taux de chômage. Il est improbable qu'en

réalité les réactions de l'entreprise et de ses travailleurs soient aussi rapides et complètes que le fait supposer le mécanisme indirect de redressement du marché. Pour ce qui est, premièrement, de l'offre de travail à l'entreprise, il se peut que les coûts de démission et de recherche d'un nouvel emploi soient plus élevés que le gain que représente le salaire réel plus élevé pouvant être obtenu dans une autre entreprise. En fait, les travailleurs ne pourront obtenir ailleurs un salaire réel plus élevé que si les autres entreprises n'ont pas connu semblable poussée d'inflation imprévue ou si, ayant négocié à un moment différent, elles ont déjà incorporé cette inflation imprévue dans leurs taux de salaire nominaux. Lorsque les relations entre les entreprises et leurs employés existent de longue date, il se peut que ceux-ci "tiennent le coup" jusqu'aux prochaines négociations dans l'espoir d'obtenir un rajustement *ex post* et ne démissionnent que s'ils ne l'obtiennent pas. Si ses employés ne la quittent pas, l'entreprise peut hésiter à engager les coûts d'emploi et de formation d'autres travailleurs. Par ailleurs, si aux prochaines négociations l'entreprise redresse le taux de salaire nominal pour satisfaire ses employés habituels, ces travailleurs supplémentaires seront de trop de toutes façons. Il en est de même dans le cas de déflation imprévue.

Si ce scénario est au moins partiellement juste, l'entreprise et ses travailleurs pourront, pendant la période de déséquilibre causée par l'inflation imprévue, s'écarter de leurs courbes réelles d'offre et de demande de travail. L'effet d'excès de demande de main-d'oeuvre provoqué par l'inflation est réel mais latent, et les indices observables des conditions du marché du travail peuvent ne pas refléter entièrement le degré de déséquilibre réel du marché du travail. En fait, les mesures

observables des conditions du marché du travail peuvent être fort trompeuses dans le cas de n'importe quelle entreprise qui a son propre calendrier de renouvellement des ententes salariales. Une entreprise peut choisir de "satisfaire" ses employés actuels à la suite d'une période d'inflation imprévue, plutôt que de les remplacer par d'autres travailleurs (sans formation) qui accepteraient de travailler au taux de salaire nominal jugé non convenable. Sans nier l'incidence des conditions réelles du marché du travail sur le processus de rajustement des taux de salaire, on prétend qu'une *troisième* variable devrait être ajoutée au modèle de la courbe de Phillips englobant les anticipations des prix, soit une mesure directe de l'excès de demande de main-d'oeuvre latent et particulier à l'entreprise qui résulte de l'inflation imprévue.

Enfin, le phénomène de l'inflation imprévue peut, bien sûr, être attribué au caractère incertain de l'inflation future. La présence d'incertitude, ajoutée au caractère continu des relations en matière de négociation entre des parties ennemies du risque, remet également en question la notion d'un recours unique à la compensation *ex ante* établie par Phelps et Friedman. Il est plus vraisemblable que les parties négocieront une compensation à la fois *ex ante* et *ex post* et sur ce plan la compensation *ex post* se présente comme un mécanisme comportant un partage des risques<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup>Une autre implication de ce raisonnement est que l'absence d'illusion monétaire ne rend pas nécessaire que le coefficient attaché à l'inflation prévue soit égal à l'unité, comme c'est le cas dans le modèle de Phelps et Friedman. S'il est bien entendu par les deux

Conformément à l'exposé qui précède, nous avons éprouvé le modèle suivant:

$$W_t = C_0 + \alpha\pi_t + \beta \left[ \frac{(P_{t-1} - \alpha\pi_{t-1})\lambda_{t-1}}{\lambda_t} \right] + \gamma X_t$$

où

$W_t$  est le pourcentage annuel de variation (composé), du taux de salaire de base de l'entente en vigueur;

$P_t$  le pourcentage de variation observé de l'indice des prix à la consommation pendant toute la durée de l'entente antérieure, à un taux annuel;

$\pi_t$  le pourcentage prévu de variation de l'indice des prix à la consommation pendant la durée de l'entente en vigueur, à un taux annuel;

$X_t$  une variable de la demande excédentaire de main-d'oeuvre;

$\lambda_t$  la durée de l'entente en vigueur, en années;

et

$\lambda_t$  la durée de l'entente antérieure, en années.

---

parties à l'entente salariale que l'inflation passée non compensée doit être incluse parmi les questions à régler lors des prochaines négociations, la totalité de l'inflation future ne peut alors être incluse *ex ante* dans les salaires. Pour plus de détails sur ce raisonnement, voir Christofides et Wilton (1978).

Pour simplifier l'exposé, l'expression figurant entre crochets, juste après le paramètre  $\beta$ , sera désignée comme étant l'inflation non compensée, ou le rattrapage des prix (PCU). Si le paramètre  $\alpha$  est égal à zéro, c'est-à-dire qu'il n'existe pas de disposition *ex ante* pour l'inflation future, PCU sera alors le taux observé d'inflation pendant la durée de l'entente antérieure ( $P_{t-1} \cdot \ell_{t-1}$ ) divisé par la durée de l'entente en vigueur ( $\ell_t$ ) pour convertir ce déficit en un pourcentage annuel. Une valeur positive de  $\alpha$  réduirait l'importance éventuelle de PCU, quoique même si  $\alpha$  était égal à l'unité, PCU existerait toujours si les anticipations de prix du passé se révélaient erronées.

Avant de présenter nos estimations empiriques des paramètres de l'équation de base énoncée ci-dessus, il convient d'examiner le choix des variables instrumentales retenues pour représenter les anticipations inflationnistes ( $\pi$ ) et la demande excédentaire de main-d'oeuvre ( $X$ ). La variable accessoire des anticipations de prix est fondée sur une forme de l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Nous supposons que l'inflation observée des prix (mesurée par le taux de variation trimestriel de l'indice des prix à la consommation<sup>1</sup>) peut être décrite par un retard échelonné des taux d'inflation passés et un coefficient d'erreur<sup>2</sup>. Au moyen de cette équation autorégressive, il est possible de donner des valeurs aux anticipations des

---

<sup>1</sup>L'utilisation de l'indice des prix à la consommation en excluant les aliments et l'énergie a donné des résultats semblables. Pour plus de détails, voir l'annexe du chapitre.

<sup>2</sup>Cette méthode est décrite à l'annexe du chapitre.

prix futurs, en tenant dûment compte de la durée d'une entente donnée.

Dans les modèles de la courbe de Phillips, on s'est toujours servi du taux de chômage pour établir approximativement les conditions de l'offre et de la demande sur le marché du travail. Cependant, dans une étude importante du marché du travail au Canada (*Des travailleurs et des emplois*, 1976, p. 230), le Conseil économique du Canada tire la conclusion suivante:

"Les changements fondamentaux observés dans le monde du travail donnent aujourd'hui au taux de chômage une signification passablement différente de celle qu'il avait il y a une dizaine d'années. Notre analyse montre que le taux de chômage global est un indicateur incomplet de la sous-utilisation de la main-d'oeuvre, de la conjoncture et de la privation économique."

Plusieurs études récentes<sup>1</sup> ont révélé que la performance du taux de chômage dans des équations estimées des variations de salaire s'est détériorée avec le temps.

Certains changements structuraux et démographiques observés au sein de la population active canadienne peuvent expliquer cette transformation du marché du travail au Canada et l'abandon de la variable du taux de chômage dans les études de la courbe de Phillips. Premièrement, les caractéristiques d'âge, de sexe et de

---

<sup>1</sup>Voir, par exemple, Kalisky (1972) et Auld, Christofides, Swidinsky et Wilton (1979a).



situation familiale de la main-d'oeuvre canadienne ont changé radicalement ces dernières années. Entre 1953 et 1974, par exemple, la proportion des femmes dans la population active est passée de 18 à 33 pour cent, tandis que celle des hommes dans la force de l'âge est tombée de 51 à 41 pour cent. La composition du groupe des travailleurs sans emploi à également changé; on y retrouve maintenant une plus grande proportion de jeunes travailleurs mobiles et sans personne à charge et de deuxièmes ou troisièmes salariés d'une famille. En 1961, 46 pour cent des chômeurs étaient des chefs de famille, comparativement à 33 pour cent en 1974. Il est donc de moins en moins exact de dire que le chômeur type est un homme dans la force de l'âge ayant charge de famille. La tendance aux familles à salariés multiples a pu atténuer certaines des difficultés financières liées au chômage. Dans l'ensemble, ces changements démographiques ont vraisemblablement réduit l'urgence pour un chômeur pris au hasard de se trouver un emploi; il est donc probable qu'un taux de chômage donné dans les années 1970 reflétera un degré moindre d'offre excédentaire sur le marché du travail que le même taux de chômage dans les années 1950 ou 1960.

En outre, les modifications apportées en 1971 à la Loi sur l'assurance-chômage peuvent avoir accentué les changements produits sur le marché du travail par les variations démographiques. Grubel et coll. (1975) ainsi que Green et Cousineau (1976) ont démontré qu'en favorisant le roulement de la main-d'oeuvre et en prolongeant la durée du chômage, les modifications apportées à la Loi en 1971 ont donné lieu à une forte augmentation du nombre de chômeurs par rapport à d'autres variables économiques, telles que le niveau des postes vacants. Cet effet de l'assurance-chômage sur le marché du travail se manifesterait par un déplacement du rapport

excès de la demande-chômage, puisque chaque niveau d'excès de la demande de main-d'oeuvre serait maintenant associé à des taux de chômage plus élevés.

Par contre, un autre indicateur classique de la demande excédentaire de main-d'oeuvre, le taux de vacances, pourrait avoir été moins touché par les changements démographiques et sociaux des dix dernières années. Ces changements ont pu influencer sur l'importance numérique de la population active, mais il est moins probable qu'ils aient influé sur le nombre de postes vacants. Il semble généralement admis que leurs répercussions se font sentir beaucoup plus sur le taux<sup>1</sup> de chômage que sur le taux de postes vacants<sup>1</sup>. Dans la présente étude, nous avons donc utilisé l'indice de l'offre d'emploi (VRHW) comme variable instrumentale de l'excès de la demande de main-d'oeuvre. Lorsque c'était possible, cet indice a été régionalisé afin de tenir compte des conditions spécifiques du marché du travail dans la région où une micro-entente salariale particulière avait été négociée<sup>2</sup>. L'indicateur des postes vacants est normalisé au moyen de la série pertinente de données portant sur la population active, à l'échelle nationale ou régionale, et il est exprimé en taux trimestriels désaisonnalisés

---

<sup>1</sup>Voir Christofides, Swidinsky et Wilton (1979).

<sup>2</sup>Cinq grandes régions ont été établies: les Maritimes, le Québec, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique. Dans le secteur privé, l'indice national de l'offre d'emploi a été utilisé pour les unités de négociation interrégionales. Dans le secteur public, cet indice national a été employé dans le cas des ententes salariales fédérales.

précédant la date de la signature de l'entente salariale.

En ce qui a trait au rattrapage des prix (PCU), le dernier facteur déterminant des salaires du modèle, il convient de souligner que d'autres auteurs qui ont introduit des éléments de rattrapage des prix dans leurs équations salariales estimées emploient des spécifications qui diffèrent considérablement de celles que nous venons de présenter. Par exemple, Turnovsky (1972) et de Menil et Bhalla (1975) ont introduit dans une série chronologique globale trimestrielle une variable qui représente l'inflation passée non prévue (pas "non compensée"). Dans le cadre microéconomique de notre analyse, ce genre de variable de l'inflation non prévue est l'équivalent de la variable de rattrapage des prix où le paramètre  $\alpha$  interne (dans la définition de PCU) est contraint à être égal à l'unité<sup>1</sup>. Dans notre étude précédente, nous avons comparé l'inflation non prévue avec l'inflation non compensée et nous avons établi que ce dernier concept était meilleur<sup>2</sup>. L'absence d'une estimation consistante de  $\alpha$  dans la spécification relative à l'inflation non prévue entraîne une surestimation considérable du rôle des anticipations de prix (ce qui n'a rien de surprenant étant donné qu'un des paramètres  $\alpha$  a été incorrectement fixé à l'unité) et une sous-estimation du rôle du rattrapage des prix.

---

<sup>1</sup> Les estimations que nous présentons ci-après fournissent une estimation cohérente de  $\alpha$  dans les deux formules de l'équation des variations salariales (c'est-à-dire que le processus d'estimation contient une restriction touchant le paramètre non linéaire).

<sup>2</sup> Voir Auld, Christofides, Swidinsky et Wilton (1979a), chap II, tableau 6.

Enfin, contrairement aux résultats basés sur des renseignements (institutionnels) précis, puisés dans une base de données microéconomiques, sur des ententes salariales (successives) particulières, les résultats présentés ailleurs, concernant le rattrapage des prix, et qui sont basés sur des données globales (séries chronologiques) doivent être considérés avec réserve, à cause de la prédominance des conventions portant sur plusieurs années, de la durée variable des ententes et de l'irrégularité des périodes de négociation. Etant donné que la variable appropriée du rattrapage des salaires englobe la durée de la convention en vigueur et de la précédente ainsi que le paramètre  $\alpha$  (de façon non linéaire), on ne peut la calculer approximativement au moyen d'une fonction simple de l'écart entre les taux d'inflation prévu et observé ou des seuls taux d'inflation du passé.

Les équations salariales structurelles estimées pour les années qui ont précédé la création de la Commission de lutte contre l'inflation sont présentées au tableau 2<sup>1</sup>. Les variables explicatives sont toutes très significatives dans l'une et l'autre des équations de variation des salaires des secteurs privé et public<sup>2</sup>. Dans les deux secteurs, le rattrapage des prix est plus important que les anticipations de prix. Chose peut-être un peu surprenante, l'effet des conditions du marché du

---

<sup>1</sup> Voir aussi le tableau A-1 de l'annexe où sont donnés les résultats obtenus avec une autre variable instrumentale des anticipations de prix.

<sup>2</sup> Le test de Fisher révèle que les équations salariales des secteurs sont structurellement différentes. La valeur calculée de F est de 4.70 pour une valeur critique de 2.38.

travail sur les variations de salaire semble plus accentué dans le secteur public que dans le secteur privé. Si on examine les coefficients estimés des prix, on constate qu'une proportion de 30 à 37 pour cent de l'inflation

**Tableau 2**

Équations salariales estimées des secteurs privé et public pour la période antérieure à la création de la CLI (1966-1975T3)

Secteur	Constante	PCU	$\pi$	VRHW	SEE	$\bar{R}^2$	n
Privé	3.386 (9.01)	.570 (18.43)	.371 (6.92)	2.025 (5.15)	4.260	.428	2338
Public	1.286 (1.73)	.647 (12.73)	.302 (2.91)	3.418 (4.84)	6.055	.409	1049

anticipée est incluse *ex ante* dans les ententes salariales. Pour un taux d'inflation constant et correctement anticipé, l'effet de prix composite (la somme des deux coefficients des prix moins leur produit croisé) s'établit à 73 pour cent dans le secteur privé et à 75 pour cent dans le secteur public.<sup>1</sup> Donc, dans ce scénario plutôt invraisemblable, les ententes

<sup>1</sup> Si la période antérieure à la création de la CLI avait été caractérisée par une inflation entièrement anticipée, les estimations obtenues au tableau 2 auraient, de toute évidence, été très différentes.

salariales ne prennent en compte qu'environ les trois quarts de l'inflation correctement anticipée des prix et une part importante de cette inflation est compensée *ex post* (rattrapage).

## Annexe

### Détermination du taux prévu d'inflation

L'établissement de la variable inobservable des anticipations de prix ( $\pi$ ) repose sur l'hypothèse que le taux d'inflation de l'indice des prix à la consommation peut être expliqué par un retard échelonné de ses valeurs antérieures. Il est en outre supposé que certains agents partent des connaissances qu'ils ont de ce rapport pour prévoir, de façon *efficace* et *cohérente*<sup>1</sup>, les taux futurs de l'inflation. C'est la moyenne de ces prévisions de l'inflation future qui est prise en considération pendant les négociations. Voici le polynôme de second degré de Almon utilisé pour établir la séquence de L taux d'inflation trimestrielle future  ${}_{t+L}\pi_t$ , où L correspond au nombre de trimestres compris dans une convention donnée et P au taux réel d'inflation de l'I.P.C.

$$P_t = .0015 + .2174P_{t-1} + .1917P_{t-2} + .1656P_{t-3} \\ (.81) \quad (1.84) \quad (3.28) \quad (6.87) \\ + .1391P_{t-4} + .1121P_{t-5} + .0847P_{t-6} \\ (3.63) \quad (2.00) \quad (1.36)$$

---

<sup>1</sup> Des prévisions sont efficaces quand, pour une même période, les réalisations suivent la même tendance autorégressive et elles sont cohérentes quand les prévisions pour plusieurs périodes sont obtenues de façon récursive, les prévisions rationnelles étant substituées aux réalisations non encore observées de la série (selon Pesando, 1976 p. 37).

$$+ .0569P_{t-7} + .0287P_{t-8}$$

(1.03)            (.83)

$$\bar{R}^2 = .52 \quad \text{S.E.E.} = .0064 \quad 1964T1-1975T3$$

Etant donné que nos équations salariales sont exprimées en pourcentages *annuels*, nous avons effectué les calculs suivants:

$$\pi = \left[ \prod_{i=1}^L (1 + {}_{t+i}\pi_t) \right]^{\frac{4}{L}} - 1.0,$$

où les projections trimestrielles de l'inflation future sont décrites par l'équation

$${}_{t+L}\pi_t = \sum_{i=0}^{L-2} b_i ({}_{t+L-1-i}\pi_t) + \sum_{i=L-1}^7 b_i (P_{t+L-1-i})$$

et  $b_0 = 0.2174$ ,  $b_1 = 0.1917$ , etc. Cette méthode permet d'obtenir des profils de l'inflation future, selon la durée des conventions, pour chaque trimestre de la période d'échantillon.

Il est concevable que l'indice des prix à la consommation, utilisé dans l'équation de régression de  $P_t$  ci-dessus, soit un indicateur trop instable des anticipations inflationnistes. Comme l'instabilité de cette variable instrumentale est en partie attribuable au comportement de la composante des aliments et de l'énergie, surtout après 1973, nous avons également utilisé une autre équation de  $P_t$  fondée sur l'indice des prix à la consommation *exception faite* des aliments et de l'énergie, soit

$$P_t = .0004 + 0.3645P_{t-1} + 0.6683P_{t-2} - 0.0327P_{t-3}$$

(0.70)    (2.42)            (5.32)            (-0.22)

$$\bar{R}^2 = .53 \quad \text{S.E.E.} = .0044 \quad - 1964T1-1975T3$$



pour établir une autre variable instrumentale des anticipations. Lorsque  $\pi$  est remplacé par  $\pi XFE$  dans l'analyse par régression, les résultats obtenus sont très proches de ceux qui sont présentés au tableau 2.

**Tableau A.1**

Autres équations salariales estimées des secteurs privé et public pour la période antérieure à la création de la CLI (1966-1975T3)

Secteur	Constante	PUC	$\pi$	VRHW	S.E.E.	$\bar{R}^2$	n
Privé	2.701 (7.80)	.562 (19.36)	.290 (5.70)	2.817 (8.19)	4.273	.424	2338
Public	1.382 (1.95)	.626 (13.75)	.328 (5.08)	3.479 (6.19)	6.007	.418	1049

Le taux de variation estimé des salaires de base, calculé pour la période d'échantillon (1966-1975T3) et pour la période d'existence de la CLI, n'est pas, non plus, très sensible au choix de l'indicateur approximatif des anticipations.

## CHAPITRE V

### Effet de la CLI sur les ententes salariales négociées

Si l'on utilise les deux équations structurelles estimées présentées au chapitre IV, pour les dix années qui ont précédé l'établissement de la CLI, on peut prévoir ce qu'aurait vraisemblablement été le taux d'inflation des salaires dans les secteurs privé et public au cours de la période 1975T4-1978T2. Nous supposons implicitement qu'en l'absence de la CLI, les changements de salaire négociés pendant cette période auraient, structurellement, suivi les mêmes tendances que les ententes salariales négociées au cours des dix années précédentes, autrement dit, nous utiliserons les paramètres structurels de la période antérieure à la création de la CLI pour établir ces prévisions.

Outre de recourir à des paramètres structurels estimés pour la période antérieure à l'établissement de la CLI, il faut, pour établir des prévisions contrefactuelles sur la période d'existence de la CLI, spécifier des valeurs pour les trois variables explicatives: l'état du marché du travail, les anticipations de prix et le rattrapage des prix. La méthode à suivre pour ce faire n'est pas aussi simple. Comme nous l'avons expliqué au chapitre I, le contrôle des prix et des salaires devait être accompagné de politiques monétaires et fiscales restrictives. Dans la mesure où ces politiques de gestion de la demande ont été suivies plus (ou moins) rigoureusement qu'elles ne l'auraient été en l'absence des contrôles, les valeurs des

variables explicatives (par exemple, l'état du marché du travail) refléteront également l'influence de la CLI. Dans ces conditions, les prévisions faites pour la période d'existence de la CLI ne seraient *pas* tout à fait contre-factuelles, puisqu'une partie de l'impact de la politique des revenus serait attribuable aux valeurs des variables explicatives pendant l'existence de la CLI. Malheureusement, sans un modèle macroéconomique complet comprenant des fonctions de réaction à la politique gouvernementale, il est difficile de donner des valeurs "de prévision contrefactuelle" aux variables explicatives<sup>1</sup>.

Dans leur étude de 1972 sur les effets de la politique des revenus, Parkin, Sumner et Jones résumant bien la façon habituelle d'envisager ce problème. Selon eux, la variable du marché du travail "capte l'effet sur le taux d'inflation des politiques de 'gestion de la demande'. Dans son acception courante, l'expression 'politique des revenus' exclut la gestion de la demande et se situe à l'opposé de celle-ci. Par conséquent, les variations du taux d'inflation attribuables aux changements de la variable du marché du travail ne doivent pas être considérées comme un effet de la politique des revenus"<sup>2</sup>. Nous aussi adoptons cette stratégie et utilisons les valeurs observées des variables explicatives durant l'existence de la CLI.

Même si l'utilisation de paramètres structurels "antérieurs" et de variables explicatives

---

<sup>1</sup>Par exemple, quel aurait été le taux de chômage ou l'indice de l'offre d'emploi si le Programme anti-inflationniste n'avait pas existé?

<sup>2</sup>(Traduction) Parkin, Summer et Jones (1972), pp. 2 et 3.

"observées" donne une approximation valable de l'incidence de la CLI sur l'inflation des salaires, nos prévisions contrefactuelles demeurent exposées à au moins deux sources d'erreur.

Premièrement, notre façon d'établir les anticipations de prix suppose encore une fois l'absence de la CLI. Si l'existence du Programme anti-inflationniste a modifié les perceptions des taux de l'inflation future, nos estimations des anticipations de prix (et nos prévisions contrefactuelles) seront automatiquement inexactes. Toutefois, il est peu probable que l'annonce par le gouvernement d'un taux visé d'inflation de 8 pour cent pour 1976 ait beaucoup fait baisser les anticipations de prix par rapport à ce qu'elles auraient pu être. Par contre, il n'est pas impossible que cette annonce ait eu pour effet de renforcer l'opinion que l'inflation serait persistante (et qu'il était peut-être irréaliste de la part du gouvernement de viser un taux de 8 pour cent)<sup>1</sup>. De toute façon, étant donné que les coefficients des anticipations de prix estimés dans nos modèles de salaire structurels sont plutôt modestes (les coefficients de rattrapage sont beaucoup plus élevés), les conséquences de

---

<sup>1</sup> Sur ce point, les constatations faites dans d'autres pays sont différentes. Carlson et Parkin (1975) et de Menil et Bhalla (1975) n'ont constaté aucune incidence des contrôles sur les prévisions d'inflation au Royaume-Uni et aux Etats-Unis, respectivement. D'autre part, McGuire (1976) a observé que le programme de contrôles de l'administration Nixon avait eu une incidence certaine sur les anticipations de prix.

telles erreurs dans la variable instrumentale des anticipations de prix ne peuvent être très graves<sup>2</sup>.

L'efficacité de la politique des revenus peut constituer une source encore plus importante d'erreur systématique dans nos prévisions. Si la CLI est parvenue à faire baisser les taux d'inflation des salaires et si ces taux inférieurs se sont reflétés dans une baisse du taux d'inflation des prix (et subséquemment dans une baisse des anticipations de prix), nos deux variables de prix fondées sur des données observées vont sous-estimer le taux d'inflation des prix qui aurait eu cours en l'absence de la CLI. Il est donc possible qu'une erreur systématique par défaut se soit glissée dans nos prévisions contrefactuelles et que nos estimations sous-évaluent l'impact réel de la CLI. Etant donné le temps qu'il fait (cycle de négociation) pour que les *nouvelles* conventions signées pendant l'existence de la CLI se répercutent dans le niveau global des prix et des salaires, cet effet de "feedback" ne devrait pas sérieusement biaiser nos résultats; de toute

---

2

Par exemple, une forte erreur de 2 pour cent dans notre variable des anticipations de prix ne fait que contribuer 1/2 à 3/4 de un pour cent à l'erreur de prévision. Dans notre modèle structurel, la variable de rattrapage basée sur des données historiques est le principal lien entre les prix et les salaires. Donc, même si la CLI pouvait "législativement" faire baisser les anticipations de prix, cela ne produirait, concrètement, qu'un faible effet (à court terme), lequel aurait tendance à se renverser avec le temps (via la variable de rattrapage) si l'inflation *réelle* des prix ne correspondait pas aux anticipations de prix *fixées par voie législative*.

façon, il ne se manifestera que bien après le début du Programme anti-inflationniste.

### **Prévisions contrefactuelles des ententes salariales négociées au cours du mandat de la CLI**

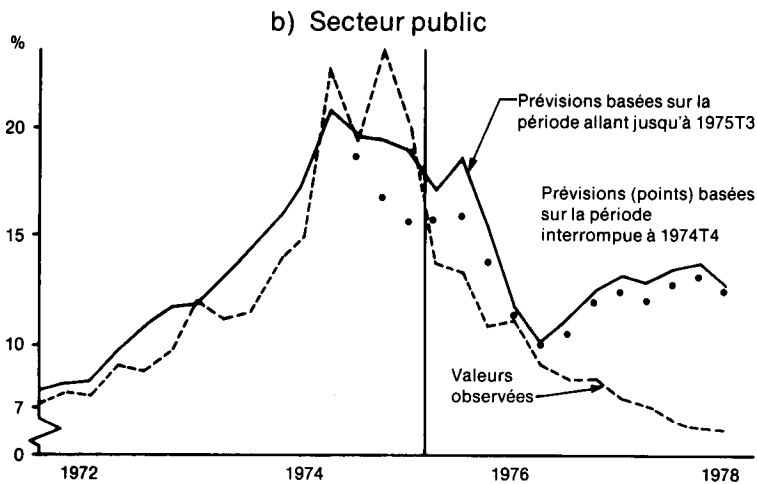
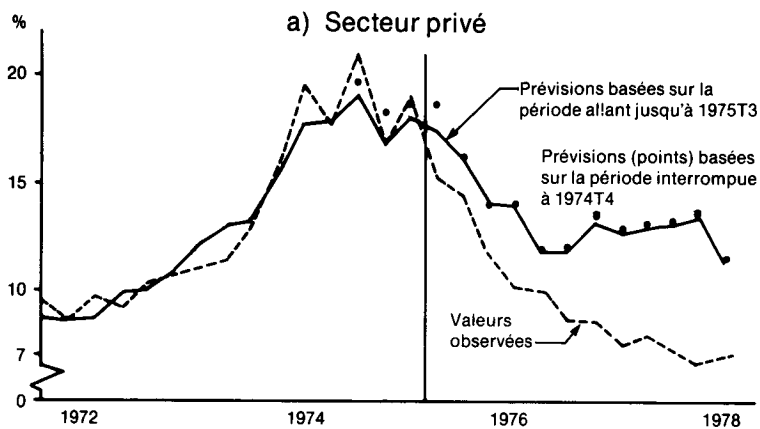
A partir des paramètres structurels estimés présentés au tableau 2 et des valeurs réelles des variables explicatives, nous avons établi des prévisions pour chacun des contrats de salaire signés au cours de l'existence de la CLI. Pour faciliter les comparaisons, nous avons groupé les contrats en moyennes trimestrielles pondérées par le nombre d'employés visés par chacun d'eux<sup>1</sup>. Les données trimestrielles sur les prévisions structurelles et les ententes salariales réellement négociées au cours du mandat de la CLI, pour le secteur privé et le secteur public, sont présentées au graphique 3; l'erreur moyenne de prévision est donnée au graphique 4<sup>2</sup>. Les prévisions structurelles pour les deux secteurs donnent une baisse très marquée, particulièrement en 1976. Dans le secteur privé, le taux des hausses salariales passe de 18 pour cent, immédiatement avant la création de la CLI, à 12 pour cent à la fin de 1976. Dans le secteur public, la baisse est encore plus prononcée (de 19 à 10 pour cent au cours de la même période).

---

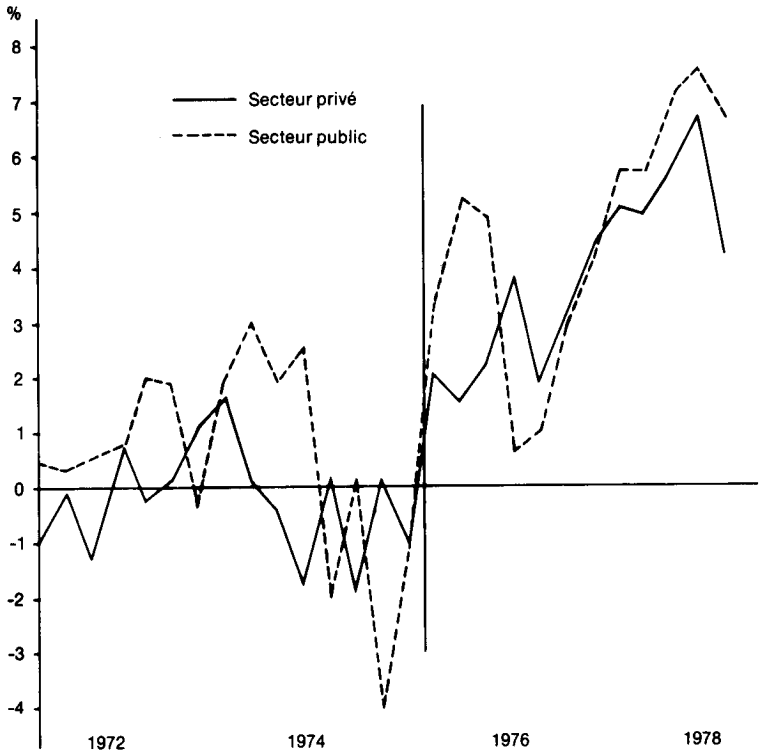
<sup>1</sup> Ces 1746 contrats couvrent près de deux millions de travailleurs canadiens. Nous rappelons au lecteur que nous avons dû retirer de l'échantillon toutes les ententes contenant des clauses d'indemnité de vie-chère.

<sup>2</sup> L'explication des gros point noirs apparaissant dans le graphique 3 est donnée plus loin.

**GRAPHIQUE 3**  
**PRÉVISIONS STRUCTURELLES**  
**D'APRÈS LES ÉQUATIONS SALARIALES ESTIMÉES**  
**SUR LA PÉRIODE ANTÉRIEURE À LA CRÉATION DE LA CLI**



GRAPHIQUE 4  
ERREUR TRIMESTRIELLE MOYENNE DE PRÉVISION  
DES VARIATIONS DE SALAIRE NÉGOCIÉES





Il est clair qu'on ne peut entièrement attribuer à la CLI a baisse observée dans les ententes salariales signées au cours de son existence. Cette baisse de première année dans les ententes salariales négociées réellement se serait en grande partie produite même en l'absence d'une politique des revenus et on peut simplement l'attribuer aux valeurs plus faibles des variables explicatives dans l'équation salariale<sup>1</sup>. De même, l'augmentation constatée en 1977 dans les prévisions salariales structurelles est due non pas à la politique des revenus, mais à l'augmentation de la valeur des variables explicatives de l'équation<sup>2</sup> salariale, notamment les anticipations de prix<sup>2</sup>.

Malgré cette tendance à la baisse dans les prévisions structurelles durant la majeure partie de la période d'existence de la CLI, les moyennes trimestrielles pour les ententes salariales réelles sont toutes inférieures aux valeurs des prévisions dans chaque secteur, l'écart entre ces dernières et les valeurs réelles s'élargissant au cours des deuxième et troisième années de la CLI. Dans le secteur privé, pour toute la durée de la CLI, les prédictions sont en moyenne supérieures aux valeurs réelles de 3.75 pour cent par année, tandis que dans le secteur public, l'écart est de 4.36 pour cent par année. Etant donné la nature systématique des erreurs de surprédiction, tout semble indiquer

---

<sup>1</sup> Comme nous l'avons dit au début du présent chapitre, une partie de cette baisse "prévue" dans les ententes salariales pourrait être attribuable aux politiques restrictives de gestion de la demande qui ont accompagné les contrôles.

<sup>2</sup> Entre 1977T1 et 1978T1, le taux d'inflation prévue,  $\pi$ , s'est accru de plus de 2 pour cent.

que (outre tout effet direct des réductions imposées) la présence de la CLI a eu un certain effet supplémentaire indirect de modération sur les vraies ententes salariales négociées. Les ententes salariales négociées qui ont été soumises à l'approbation de la CLI étaient beaucoup moins généreuses qu'elles ne l'auraient été pendant les deux années qui ont précédé sa création. Comme nous l'avons mentionné au chapitre III, l'existence de la CLI et les pouvoirs exécutifs du Directeur semblent avoir modifié le comportement salarial à la table des négociations, surtout durant les deuxième et troisième années du programme.

Toutefois, une mise en garde s'impose en ce qui concerne les prévisions structurelles (et les erreurs de prévision). Pour la période antérieure à la création de la CLI, la structure des résidus dans l'équation salariale laisse supposer un certain degré d'autocorrélation positive, les prévisions étant trop faibles pour l'année qui a immédiatement précédé l'établissement de la CLI<sup>1</sup>. Suivant les méthodes courantes de simulation, on serait porté à inclure un facteur "additif" positif pour hausser les prévisions structurelles en considération de la valeur positive des résidus à la fin de la période d'échantillon<sup>2</sup>. Evidemment, ce facteur additif augmenterait l'écart entre les valeurs des prévisions et les valeurs réelles (et par

---

<sup>1</sup> L'effet en dents de scie constaté en 1974-1975 est dû au rattrapage et aux répercussions qu'il a subies par suite des changements dans la durée des ententes.

<sup>2</sup> Dans l'année qui a immédiatement précédé la création de la CLI, la moyenne des résidus était de +0.7 pour cent dans le secteur privé et de +1.8 pour cent dans le secteur public.

conséquent l'impact attribuable à la CLI). Par ailleurs, on pourrait prétendre que la structure des résidus pendant la période antérieure à la création de la CLI suit une tendance cyclique, le changement prévu du signe des erreurs (de positif à négatif) devant se produire au quatrième trimestre de 1975. On serait alors porté à appliquer un facteur additif négatif à la période d'existence de la CLI et, par conséquent, à réduire l'importance de l'impact éventuel de la CLI. Bien que nous admettions volontiers que nos modèles structurels de variation des salaires renferment un coefficient d'erreur qui sera englobé dans l'impact estimé, le fait d'établir des structures résiduelles et d'utiliser des facteurs additifs semble un "jeu de dupes". Nous ne voulons pas pour autant donner à entendre que l'hypothèse d'un effet additif de zéro est nettement meilleure, mais elle est beaucoup plus facile à défendre.

Avant de changer de sujet, il vaut la peine d'examiner une dernière possibilité. La structure de l'équation salariale pour la période antérieure à la création de la CLI présentait-elle une rupture avant même octobre 1975? Comme on peut le voir aux graphiques 3 et 4, les erreurs de prévision sont anormalement élevées pendant les neuf premiers mois de 1975, surtout dans le secteur public.

Pour vérifier la possibilité d'un bris structurel dans l'équation des salaires avant octobre 1975, nous avons réestimé nos équations avec des données ne dépassant pas 1974, pour ensuite établir des prévisions des ententes salariales pour 1975, 1976, 1977 et 1978. Les points noirs du graphique 3 représentent les prévisions trimestrielles moyennes, pondérées par le nombre d'employés, des changements de salaire négociés, d'après les équations estimées sur la période interrompue à la fin de 1974.

Dans le secteur privé, ces prévisions sont très proches des valeurs observées des ententes salariales, pour les neuf premiers mois de 1975; par la suite, elles suivent de très près les prévisions faites pour la période d'existence de la CLI à partir des équations salariales estimées avec des données s'étendant jusqu'au troisième trimestre de 1975. Pour le secteur privé, nous ne pouvons donc trouver aucune indication d'un déplacement structurel dans l'évolution des salaires au cours de l'année qui a immédiatement précédé l'institution de la CLI. S'il y avait eu déplacement structurel, les erreurs de prévision pour 1975 auraient été semblables à celles qui ont été relevées pour la période d'existence de la CLI (ce qui n'est nettement pas le cas).

Pour le secteur public, les prévisions basées sur les équations estimées sur la période interrompue à la fin de 1974 sont beaucoup plus intrigantes. Pour les neuf premiers mois de 1975, elles sont nettement inférieures aux valeurs observées. En fait, celles-ci semblent, pendant les deuxième et troisième trimestres de 1975, dépasser de 5 à 7 pour cent par année les valeurs "prévues". Bien que ce soit pure conjecture de notre part, il est bien possible que ces ententes salariales "étonnamment élevées" dans le secteur public aient été un des facteurs qui ont motivé l'introduction des contrôles des salaires. Dans ce contexte, ce commentaire de Courchene est particulièrement intéressant:

Dans un très court laps de temps, les dix provinces ont consenti (malgré une certaine réticence dans certains cas) à se conformer aux dispositions du programme de contrôle des salaires et des prix établi par le

gouvernement fédéral. Il y avait longtemps qu'Ottawa n'avait pu obtenir l'appui des provinces pour l'application d'un programme sujet à controverse. Il faut dire que les provinces elles-mêmes, dans leurs domaines respectifs, jugeaient sans doute démesurées les demandes salariales. L'existence des contrôles leur fournissait un moyen de mettre un frein aux revendications salariales sans en porter elles-mêmes l'odieux. En fait, lorsqu'on connaîtra le fond de "l'histoire", il ne serait pas étonnant de constater que les provinces y ont été pour beaucoup, par leurs pressions sur Ottawa, dans l'établissement du Programme anti-inflationniste.<sup>1</sup>

Mise à part notre conjecture à l'égard des neuf premiers mois de 1975, la structure résiduelle du secteur public pour les années d'activité de la CLI correspond à celle du secteur privé. Que l'équation salariale structurelle utilisée soit basée sur des données allant jusqu'à 1975T3 ou 1974T4 ne change pas grand chose à la taille de l'erreur de prévision durant la période d'existence de la CLI. Il semble donc peu probable que se soit produit dans l'évolution des salaires, au cours de l'année qui a immédiatement précédé la création de la CLI, un bris structurel pouvant expliquer les erreurs de prévision pendant la période d'existence de la CLI.

---

<sup>1</sup>(Traduction) Courchene (1976), p. 88.

## **Analyse du déplacement structurel**

Un autre façon d'évaluer l'impact possible de la CLI serait de tester le modèle pour vérifier l'existence d'un déplacement structurel important commençant au moment de l'établissement de la Commission. Par exemple, une variable auxiliaire de déplacement du point d'interception, représentant l'époque de la CLI, pourrait être ajoutée au modèle de salaire structurel établi antérieurement et la relation des salaires pourrait être estimée sur toute la période des données (y compris la période d'existence de la CLI). Le coefficient de cette variable auxiliaire mesurerait le déplacement du point d'interception entre les deux périodes et la valeur  $t$  de cette variable donnerait une mesure de la signification statistique de ce déplacement. Comme dans toute analyse de stabilité, la cause particulière du déplacement structurel ne peut être déterminée. On tient généralement pour acquis qu'un déplacement structurel important se produit en présence d'un certain événement, par exemple, la création de la CLI, et qu'aucun autre événement concurrentiel particulier n'a lieu en même temps.

Cependant, si on adopte un modèle plus général pour tester le déplacement structurel de tous les coefficients (non seulement dans le point d'interception), la direction du déplacement de chacun des coefficients peut alors aider à établir une causalité autrement que par des moyens chronologiques. Par exemple, l'existence de la CLI peut avoir causé un déplacement structurel de l'importance relative des coefficients de prix. Comme nous l'avons dit précédemment, les indicateurs appliqués par la CLI peuvent avoir justifié les anticipations inflationnistes et diminué l'incertitude associée aux anticipations de prix. En outre, la

formule des indicateurs régissant les salaires<sup>1</sup> a rigoureusement limité les possibilités de rattrapage des prix. Un déplacement relatif des coefficients de prix remplaçant le rattrapage par les anticipations de prix serait donc logique si la CLI était le facteur causal.

Nous modifierons maintenant les équations de base présentées au chapitre IV en y ajoutant, par interaction, une variable auxiliaire D, qui prend la valeur de zéro jusqu'à 1975T3 inclusivement, et la valeur de un pendant la période d'existence de la CLI.

$$W_t = C_0 + C_1 D_t + (\alpha_0 + \alpha_1 D_t) \pi_t + (\beta_0 + \beta_1 D_t) [(P_{t-1} - (\alpha_0 + \alpha_1 D_{t-1}) \pi_{t-1}) / \rho_t] + (\gamma_0 + \gamma_1 D_t) X_t.$$

Donc, les valeurs appropriées des paramètres de la période antérieure à la création de la CLI sont uniquement celles qui ont des indices inférieurs de zéro seulement, alors que les valeurs paramétriques appropriées pour la durée de la CLI ont à la fois des indices de zéro et de un. Cette équation augmentée du déplacement structurel a été estimée sur toute la période 1966-1978T2 au moyen d'un plus grand nombre de contraintes paramétriques non linéaires utilisées dans les estimations des moindres carrés ordinaires.

Les résultats de ces deux hypothèses de déplacement structurel pour les secteurs privé et public sont présentée dans le tableau 3. La variable auxiliaire du déplacement du point d'interception est très importante dans les deux équations sectorielles (1 et 3), ce qui

---

<sup>1</sup> Voir le chapitre I.

**Tableau 3**

Déplacement structurel hypothétique dans les équations salariales (1966-1978T2)

(valeurs t entre parenthèses)

		Constante	$\pi$	PCU	VRHW	D	D* $\pi$	D*PCU	D*VRHW	SEE	$\bar{R}^2$
<b>Secteur privé</b>											
(n=3 128)	1.	3.385 (11.70)	0.465 (12.98)	0.495 (22.33)	2.037 (7.75)	-3.229 (16.99)				4.25370	0.394
	2.	3.355 (9.26)	0.361 (7.86)	0.571 (18.67)	2.070 (5.62)	-5.200 (5.81)	0.517 (5.06)	-0.247 (5.39)	-0.089 (0.16)	4.21976	0.404
<b>Secteur public</b>											
(n=2 005)	3.	2.652 (5.71)	0.443 (8.48)	0.525 (6.97)	2.657 (8.11)	-3.675 (14.88)				5.20253	0.390
	4.	0.997 (1.63)	0.184 (2.32)	0.638 (16.23)	3.913 (6.86)	-1.344 (1.16)	0.680 (5.21)	-0.393 (7.59)	-2.954 (4.04)	5.07316	0.420



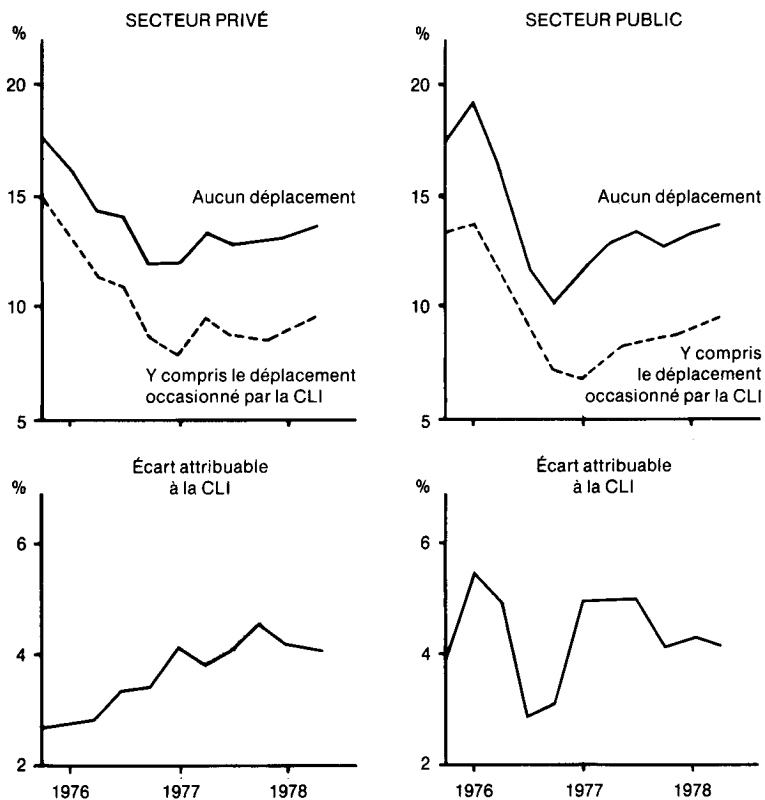
laisse à entendre que les ententes salariales négociées étaient inférieures de 3.2 à 3.7 points de pourcentage entre 1975T4 et 1977T3. Dans le modèle général de déplacement structurel (équations 2 et 4), les coefficients des anticipations de prix sont significativement plus élevés et les coefficients de rattrapage des prix significativement plus faibles durant l'existence de la CLI, ce qui concorde avec ce que nous avons déjà dit. Pour les coefficients du marché du travail, les effets temporels sont quelque peu inférieurs; une nette diminution de cet effet n'est observée que dans le secteur public. De plus, les résultats des tests de Fisher normalisés révèlent que l'ensemble des variables auxiliaires a une signification statistique élevée<sup>1</sup>. Ces résultats statistiques sont nettement compatibles avec l'hypothèse de déplacement structurel associée à l'établissement de la CLI.

Pour déterminer l'effet composite de déplacement structurel attribuable à la CLI, nous avons calculé les valeurs prévues des variations de salaire pour la période 1975T4-1978T2 d'abord avec, puis sans l'ensemble complet des interactions des variables auxiliaires (en utilisant les deuxième et quatrième équations du tableau 3). On peut donc, selon les valeurs des variables explicatives pour cette période, déterminer quelles ententes salariales auraient subi ou non le déplacement structurel attribuable à la CLI. Les résultats de ces micro-prévisions, encore là regroupés en moyennes trimestrielles, sont présentés au graphique 5. Dans les deux secteurs, les prévisions des variations de salaire établies selon les

---

<sup>1</sup> Les valeurs F calculées pour les deuxième et quatrième équations sont respectivement de 88.7 et de 84.6.

**GRAPHIQUE 5**  
**IMPACT DE LA CLI SUR LES VARIATIONS SALARIALES**  
**NÉGOCIÉES ESTIMÉ D'APRÈS LE MODÈLE GÉNÉRAL**  
**DE DÉPLACEMENT STRUCTUREL**



variables auxiliaires du déplacement structurel sont considérablement inférieures aux prévisions établies sans ces variables. Dans le secteur privé l'écart moyen attribuable à la CLI est de 3.56 pour cent, tandis que dans le secteur public il est de 4.32 pour cent.

Les résultats qui précèdent révèlent que la CLI a eu un effet indirect statistiquement significatif sur les ententes salariales négociées. Il importe de souligner, cependant, que cette constatation est fondée sur l'examen de conventions collectives et que cet effet ne s'applique qu'aux nouvelles conventions négociées durant l'existence de la CLI. Ainsi, il ne s'applique pas aux employés liés par des ententes salariales signées avant l'établissement de la CLI. En utilisant des données publiées par Travail Canada, nous avons calculé l'effet *global* des contrôles des salaires (tableau 4) en incluant l'impact de la CLI (voir la partie inférieure du graphique 5) au fur et à mesure qu'expiraient les conventions antérieures à sa création et qu'entraient en vigueur celles conclues durant son existence. Par exemple, au cours du quatrième trimestre de 1975 (1975T4), seulement 8.5 pour cent de cet échantillon d'employés syndiqués du secteur privé ont signé une nouvelle convention, ce qui donne un effet de  $0.085 \times (2.65/4) = 0.059$  pour cent aux taux trimestriels<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Il nous a fallu supposer que les augmentations de salaire étaient incorporées aux taux de salaire d'une façon continue à chaque trimestre et que, pour ce groupe de travailleurs, cet effet de 0.059 % se maintiendrait à chaque trimestre successif, tant qu'une nouvelle entente salariale ne serait pas négociée.

Les résultats présentés au tableau 4 montrent à quel point les effets des nouvelles conventions tardent à se faire sentir sur la moyenne globale du taux de salaire de base de tous les travailleurs (et, par conséquent, à réduire l'inflation des prix)<sup>1</sup>. Après un an, leur effet cumulatif sur les taux de salaire dans le secteur privé syndiqué était inférieur à un pour cent et à la fin de la deuxième année, il s'élevait encore à peine à 3 pour cent<sup>2</sup>. Les effets trimestriels continuent d'augmenter jusqu'à 1977T4, puis diminuent par la suite avec l'interruption des activités de la CLI en 1978. Toutefois, l'influence de la CLI se fera encore sentir en 1980, car un certain nombre de conventions à long terme signées avant le 14 avril 1978 demeureront en vigueur et continueront d'avoir des effets indirects. Comme l'indique le tableau 4, nos estimations du total des effets cumulatifs indirects de la CLI sur les ententes salariales négociées se chiffrent à 17.4 pour cent dans le secteur privé et à 8.6 pour cent dans le secteur public (pourcentages auxquels on pourrait ajouter encore 1.3 pour cent pour compter les réductions des salaires). Bien que nous n'ayons pas étudié l'influence de la CLI sur l'inflation des prix, en ce qu'elle a empêché l'augmentation des marges bénéficiaires, cette modération de l'inflation des

---

<sup>1</sup> Ces très longs délais s'appliquent également à toute modification salariale associée à un changement de politique (monétaire et/ou fiscale, par exemple) ou à une force exogène.

<sup>2</sup> Lorsqu'on utilise  $\pi_{XFE}$  au lieu de  $\pi$  (voir l'annexe du chapitre IV), on obtient des effets cumulatifs un peu plus élevés.

Tableau 4

Influence de la CLI (pondérée en fonction du nombre d'employés visés)  
en considération des conventions signées pendant et avant son existence

	Secteur privé		Secteur public	
	Effets trimestriels	Effets cumulatifs	Effets trimestriels	Effets cumulatifs
1975-T4	.059	.059	.073	.073
1976-T1	.152	.211	.250	.323
T2	.259	.470	.459	.782
T3	.360	.830	.568	1.350
T4	.430	1.260	.706	2.056
1977-T1	.538	1.798	.786	2.842
T2	.637	2.435	.896	3.738
T3	.715	3.150	.992	4.730
T4	.783	3.433	1.015	5.745
1978-T1	.780	4.713	.855	6.600
T2	.779	5.492	.698	7.298
T3*	.608	6.100	.471	7.769
T4*	.446	6.546	.338	8.107
1979-T1*	.337	6.883	.223	8.330
T2*	.178	7.061	.091	8.421
T3*	.152	7.213	.084	8.505
T4*	.100	7.313	.071	8.576
1980-T1*	.071	7.384	.033	8.609
T2*	.041	7.425	.005	8.614

\* Projections établies d'après les dates d'expiration des conventions signées durant l'existence de la CLI.

salaires devrait aussi se traduire par un taux plus faible d'inflation des prix<sup>1</sup>.

Même si la CLI a eu un effet important sur les ententes salariales négociées, il faut se rappeler que les facteurs déterminants (des variations des taux de salaire) liés à l'évolution du marché ont continué d'exercer leur effet durant son existence. Comme on pouvait s'y attendre d'après les résultats présentés dans le tableau 3, les équations des variations de salaire estimées pour la période 1975T4-1978T2 (tableau 5) révèlent que les coefficients des anticipations de prix, du rattrapage des prix et des conditions du marché du travail exercent un effet significatif, tant dans le secteur privé que dans le secteur public. Donc, l'existence de la CLI n'a rien changé à l'ensemble des facteurs déterminants des salaires; ce sont plutôt les paramètres attachés à ces facteurs déterminants des salaires qui ont été systématiquement modifiés par la présence de la CLI. Comme nous l'avons déjà dit, le déplacement paramétrique le plus important tient à l'importance accrue des anticipations de prix et à la moindre importance du rattrapage des prix dans le processus de détermination des salaires. Dans le secteur privé, l'effet de prix composite pour un taux d'inflation constant et correctement anticipé passe de 73 pour cent dans la période antérieure à la création de la CLI à 92 pour cent durant son existence,

---

<sup>1</sup> Certaines constatations empiriques laissent supposer que les marges bénéficiaires ont été contenues. Par exemple, le ratio moyen de l'ensemble des bénéfices des sociétés au PNB durant l'existence de la CLI a été identique à la moyenne des 15 années qui ont immédiatement précédé l'établissement de la CLI.

alors que dans le secteur public, il passe de 75 à 90 pour cent.

En résumé, la CLI semble avoir eu un effet indirect appréciable sur les ententes salariales négociées. On a constaté dans les projets d'accords salariaux soumis à l'approbation de la CLI beaucoup plus de modération que ce que laissait supposer la structure des salaires au cours des dix années qui ont précédé sa

**Tableau 5**

Equations salariales structurelles pour la  
durée de la CLI  
(1975T4-1978T2)  
(valeurs t entre parenthèses)

	Constante	$\pi$	PCU	VRHW	SEE	$\bar{R}^2$	n
Secteur privé	-1.835 (2.31)	.876 (9.49)	.324 (10.15)	1.982 (4.91)	4.09824	.303	790
Secteur public	-.353 (.51)	.866 (10.23)	.245 (9.34)	.959 (2.97)	3.70041	.235	956

création. D'après les résultats obtenus avec nos méthodes de prévision, le taux annuel moyen d'influence indirecte de la CLI s'établit à environ 3.8 pour cent dans le secteur privé et à 4.4 pour cent dans le secteur public. La méthode du déplacement structurel a donné des résultats très similaires, soit 3.5 et 4.3 pour cent respectivement. Enfin, les effets cumulatifs indirects de la CLI sur les salaires négociés, pendant la durée de son influence, seraient de l'ordre de 7.5 pour cent dans le secteur privé et de 8.5 pour cent dans le secteur public.

## CHAPITRE VI

### Évaluation de l'efficacité de la Commission de lutte contre l'inflation

Les résultats obtenus au chapitre précédent par l'analyse des déplacements structurels reposent sur l'hypothèse que le même ensemble de variables explicatives des salaires s'applique tant à la période qui a précédé la création de la CLI qu'à celle de son existence. Seuls les coefficients varient d'une période à l'autre. Dans le présent chapitre, nous utiliserons une façon différente de déterminer si l'imposition des contrôles a partiellement interrompu l'évolution des salaires en la limitant au niveau des indicateurs régissant la rémunération. En remplaçant l'"ancienne" structure dominante des salaires par les "nouveaux" indicateurs régissant la rémunération, on peut déterminer avec quel degré d'"efficacité" la CLI a pu limiter les changements de salaire négociés aux niveaux des indicateurs établis. Comme nous l'expliquons dans l'annexe du présent chapitre, cette nouvelle approche ne diffère pas tellement, tout compte fait, de celle que nous avons adoptée dans le chapitre précédent.

Comme l'ont signalé Lipsey et Parkin (1970), les technocrates peuvent chercher à substituer une norme salariale à la relation structurelle des salaires décrite dans le chapitre IV. Pour illustrer l'hypothèse de "rotation" de Lipsey et Parkin, nous avons tracé au graphique 6 une ligne ascendante (W) représentant la relation structurelle des salaires dans le secteur privé avant la création de la CLI (en supposant un taux d'inflation correctement anticipé de 8



pour cent). L'indicateur applicable aux salaires pendant la première année du programme (10 pour cent)<sup>1</sup> est représenté par la ligne horizontale  $W^G$ . Pour tous les points à la droite du point d'intersection (c), le but de la politique des revenus est donc de ramener les ententes salariales de leur tendance naturelle à la limite des indicateurs, par une rotation vers le bas. Pour évaluer l'efficacité de la politique des revenus, on peut calculer dans quelle proportion l'écart entre le niveau normal de l'entente salariale et l'indicateur est vraiment réduit par l'existence de la CLI. Dans le graphique 6, la ligne pointillée  $W^A$  représente une politique de revenus efficace à 50 pour cent; autrement dit, le niveau réel des ententes salariales durant le mandat de la Commission ( $W^A$ ) se situe à mi-chemin entre l'indicateur et le niveau normal des ententes salariales négociées (selon la structure des salaires avant la création de la Commission), et ce pour toutes les valeurs de la variable du marché du travail.

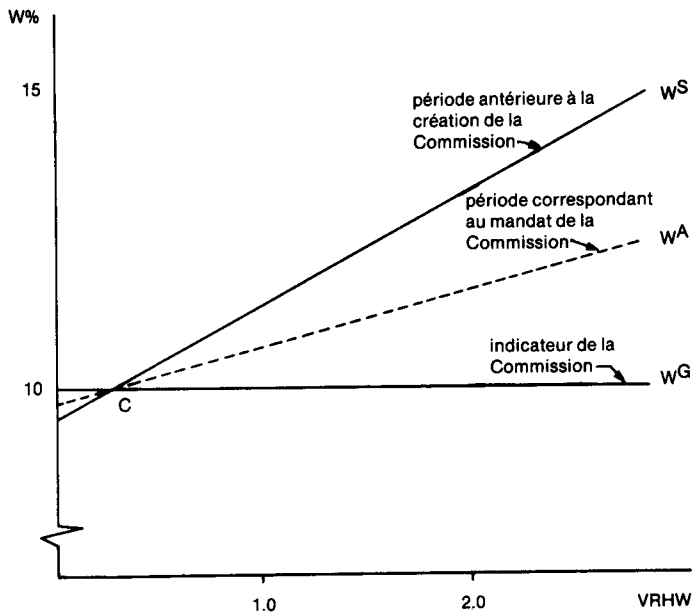
Comme l'ont fait remarquer Lipsey et Parkin, si l'indicateur est fixé à un taux supérieur au niveau structurellement prévisible des ententes salariales, les contrôles des salaires peuvent, en fait, faire office de planchers plutôt que de plafonds. Dans ces conditions, les indicateurs peuvent, en fait, accélérer l'inflation des salaires et produire ainsi l'effet contraire dont nous avons parlé au chapitre III. La valeur précise de l'indicateur est donc extrêmement importante.

Fondamentalement, l'hypothèse de rotation de Lipsey et Parkin veut que l'indicateur régissant les salaires devienne une variable (cible)

---

<sup>1</sup>Pour plus de précisions voir le chapitre I.

GRAPHIQUE 6  
HYPOTHÈSE DE ROTATION DE LIPSEY ET PARKIN  
(EN SUPPOSANT UN TAUX D'INFLATION CORRECTEMENT  
ANTICIPÉ DE 8 POUR CENT)



supplémentaire dans le processus de négociation, restreignant certaines ententes salariales qui auraient été plus importantes, mais pouvant aussi en augmenter qui, en l'absence de la CLI, auraient été inférieures à ce niveau. Alors que l'hypothèse de déplacement structurel suppose que l'influence hypothétique de la CLI ne varie pas selon la valeur de l'indicateur régissant la rémunération, l'hypothèse de rotation suppose que cette influence hypothétique (qui peut être modératrice ou inflationniste) est proportionnelle à l'écart entre  $\bar{w}^G$  et  $\bar{w}^S$ . Contrairement au modèle de déplacement structurel où la causalité du déplacement peut être mise en doute, le modèle de rotation ne comporte aucune ambiguïté de ce genre. L'indicateur de la Commission est le noyau du modèle et, par conséquent, donne un test explicite de l'efficacité virtuelle de la Commission de lutte contre l'inflation.

L'hypothèse de rotation de Lipsey et Parkin peut être<sup>1</sup> représentée au moyen des équations suivantes :

$$w^S - w^A = \lambda(w^S - w^G),$$

ou

$$w^A = \lambda w^G + (1 - \lambda)w^S$$

où  $w^A$  est l'entente salariale microéconomique individuelle réelle,  $w^G$  l'indicateur calculé pour chaque convention<sup>2</sup>, et  $w^S$  l'entente

---

<sup>1</sup>Voir Reid (1976).

<sup>2</sup>Il s'agit d'un calcul précis basé sur des données spécifiques tirées des conventions pour les deux années qui ont précédé la création de la Commission et qui consiste à comparer la

salariale microéconomique structurellement prévisible, établie d'après les coefficients structurels présentés au tableau 2 pour la période antérieure à la création de la CLI. Le coefficient d'efficacité peut être estimé à partir de l'équation qui précède, en prenant l'ensemble des ententes salariales signées pendant l'existence de la Commission. Plus le coefficient se rapproche de l'unité, plus grande est l'efficacité de la CLI à ramener (en rotation) les ententes salariales de leur niveau structurellement prévisible au niveau prescrit par l'indicateur.

D'après les estimations globales présentées au tableau 6, l'efficacité de la CLI à ramener les ententes salariales négociées au niveau prescrit par les indicateurs a été très nette dans les deux secteurs. Conformément aux résultats présentés au chapitre précédent, le coefficient d'efficacité obtenu pour le secteur public (71 pour cent) est nettement plus élevé que celui obtenu pour le secteur privé (53 pour cent)<sup>1</sup>. Les postulats d'une efficacité totale ou nulle de la CLI peuvent être statistiquement rejetés dans le cas des deux secteurs.

Comme nous l'avons déjà expliqué, l'indicateur salarial peut aussi fonctionner comme un

---

variation de l'indice des prix à la consommation, plus 2 pour cent par année, à la variation réelle des taux de salaire. Compte tenu de la durée variable des conventions et de la variabilité de la troisième composante de la formule de l'indicateur régissant les salaires, la variable calculée de l'indicateur accuse une certaine variation au niveau microéconomique.

<sup>1</sup>La valeur calculée de F était de 43.0.

**Tableau 6**

Estimations des coefficients d'efficacité pour  
les prévisions structurelles dans les secteurs  
privé et public

---

	Privé	Public
<i>Estimations globales</i>		
$\lambda$	0.528	0.707
Erreur type	(0.021)	(0.018)
n	790	956
<i>Estimations distinctives</i>		
<u>Fonction de plafond</u>		
$\lambda$	0.529	0.708
Erreur type	(0.021)	(0.018)
n	777	924
<u>Fonction de plancher</u>		
$\lambda$	-1.517	0.329
Erreur type	(0.613)	(0.430)
n	13	32

---

plancher et ainsi faire augmenter le taux de salaire négocié dans des accords salariaux qui autrement auraient été plus modestes. Si le coefficient d'efficacité est semblable pour les deux possibilités (plancher et plafond) et s'il y a un nombre suffisant de cas où l'indicateur a fonctionné comme un plancher, l'existence de la CLI peut, en fait, avoir fait grimper le taux d'inflation des salaires au-delà de ce qu'il aurait été normalement. Outre le coefficient d'efficacité global, il faut donc estimer des coefficients d'efficacité distincts pour les deux portées qu'a pu avoir l'indicateur salarial selon qu'il faisait fonction de plancher ou de plafond.

Afin d'examiner l'efficacité de la Commission à l'égard des deux portées possibles de l'indicateur salarial, nous avons divisé notre échantillon d'ententes salariales signées durant la période d'exercice de la Commission en deux parties, selon que a)  $W^S > W^G$  (fonction de plafond) ou b)  $W^S < W^G$  (fonction de plancher). Malheureusement, nous n'avons relevé que très peu de cas où l'entente salariale "prévue" d'après la structure des salaires était inférieure à l'indicateur calculé<sup>1</sup>. Compte tenu de la structure inflationniste des ententes salariales au cours des dix années qui ont précédé la création de la CLI, les indicateurs régissant la rémunération ont pu avoir une influence restrictive sur presque toutes les ententes salariales (il ne faudrait donc pas les considérer comme trop faibles).

Si l'on examine les estimations distinctives présentées au tableau 6, on constate que le

---

<sup>1</sup> Soit environ 2 pour cent des ententes salariales du secteur privé et 3 pour cent de celles du secteur public.

nombre de cas où l'indicateur excédait le niveau structurellement prévisible de l'entente salariale est beaucoup trop faible pour qu'il soit possible de tirer des conclusions statistiques valables. Dans le secteur public, l'intervalle de confiance est suffisamment grand pour comprendre les deux hypothèses extrêmes d'efficacité (totale et nulle), tandis que dans le secteur privé (où le nombre d'observations est encore plus faible) il n'inclut même pas l'intervalle hypothétique de 0 à 100 pour cent. Bien que ces estimations ne soient pas très précises pour les cas où l'indicateur fait fonction de plancher, il ne faut pas pour autant écarter la possibilité qu'un indicateur salarial trop élevé ait fait gonfler les accords salariaux. Heureusement, il semble que le nombre de cas où l'indicateur peut avoir été supérieur à l'entente salariale structurellement prévisible soit plutôt faible.

Bien qu'il soit plutôt risqué de morceler l'échantillon, nous avons aussi estimé des coefficients d'efficacité distincts pour chaque trimestre du mandat de la Commission. Comme le montre le tableau 7, même le trimestre le moins riche en observations en contient beaucoup plus qu'on en trouve dans le tableau 6 pour les cas où l'indicateur fait fonction de plancher. On peut donc tirer de ces résultats trimestriels d'autres conclusions statistiques utiles quant à l'évolution chronologique possible du coefficient d'efficacité. En gros, dans les deux secteurs, la valeur de  $\lambda$  paraît être passée de 20 à 90 pour cent entre le début et la fin du Programme anti-inflationniste, étant généralement plus élevée dans le secteur public que dans le secteur privé<sup>1</sup>. Cette évolution chronologique

---

<sup>1</sup>Cette augmentation implicite de l'efficacité de la CLI dans le temps concorde avec l'aperçu

**Tableau 7**

Coefficients d'efficacité par trimestre

	Coefficient	Erreur type	n
<u>Secteur privé</u>			
1975T4	.374	.083	47
1976T1	.198	.080	74
1976T2	.330	.064	102
1976T3	.456	.077	82
1976T4	.329	.084	61
1977T1	.489	.064	78
1977T2	.613	.047	94
1977T3	.753	.049	87
1977T4	.762	.052	58
1978T1	.837	.060	53
1978T2	.885	.041	50
<u>Secteur public</u>			
1975T4	.280	.143	40
1976T1	.134	.088	55
1976T2	.655	.059	75
1976T3	.161	.043	142
1976T4	.658	.059	79
1977T1	.789	.046	93
1977T2	.837	.069	113
1977T3	.875	.027	113
1977T4	.880	.038	75
1978T1	.938	.059	46
1978T2	.923	.024	97



du coefficient d'efficacité durant l'existence de la Commission semble plausible. Les trois à six premiers mois d'activité de la CLI ont été marqués par un certain degré de confusion et d'incertitude. Ce n'est qu'au printemps de 1976 que la Commission a commencé à rendre régulièrement des décisions *et* que les réductions de salaire sont devenues un phénomène courant (prévisible). Il n'est donc pas surprenant que les coefficients d'efficacité aient été très faibles durant ces premiers mois. L'importance des premières réductions salariales, leur fréquence et la publicité dont elles ont fait l'objet ont sans doute incité à la modération dans les ententes salariales soumises à l'approbation de la Commission. En fait, sans la très grande publicité qui a entouré ces réductions salariales, le coefficient d'efficacité aurait pu rapidement descendre à zéro au deuxième trimestre de 1976. Comme l'a fait remarquer la Commission des prix et des revenus, une politique des revenus qui n'est pas explicitement assortie de sanctions (ou de contrôles) ne peut guère être efficace<sup>1</sup>.

---

général que donnent les graphiques présentés au chapitre V.

<sup>1</sup> *Rapport sommaire* de la Commission des prix et des revenus, juin 1972, p. 7.

## Annexe

### Hypothèse de rotation et déplacement structurel général: synthèse

Comme nous l'avons signalé au début du chapitre VI, l'hypothèse de rotation et le modèle de déplacement structurel général étudié au chapitre V ne constituent pas des façons radicalement différentes d'aborder le problème de l'évaluation de l'impact des contrôles des salaires sur la courbe de Phillips. Pour démontrer ce point, rappelons qu'avec les deux méthodes l'équation pour la période antérieure aux contrôles est

$$W_t = C_0 + \alpha_0 \pi_t + \beta_0 \left[ \left\{ (P_{t-1} - \alpha_0 \pi_{t-1})^{\lambda_{t-1}} \right\} / \lambda_t \right] + \gamma_0 \text{VRHW}_t,$$

alors que l'équation décrivant les variations de salaire durant l'imposition des contrôles est la suivante, dans le cas de l'hypothèse de rotation:

$$W_t = [(1-\lambda)C_0 + \lambda W^G] + (1-\lambda)\alpha_0 \pi_t + (1-\lambda)\beta_0$$

$$\left[ \left\{ (P_{t-1} - \alpha_0 \pi_{t-1})^{\lambda_{t-1}} \right\} / \lambda_t \right] + (1-\lambda)\gamma_0 \text{VRHW}_t$$

et la suivante, dans le cas du déplacement structurel général:

$$W_t = (C_0 + C_1) + (\alpha_0 + \alpha_1)\pi_t + (\beta_0 + \beta_1)$$

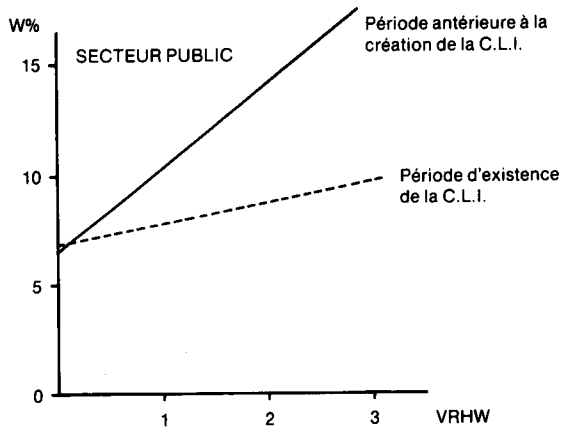
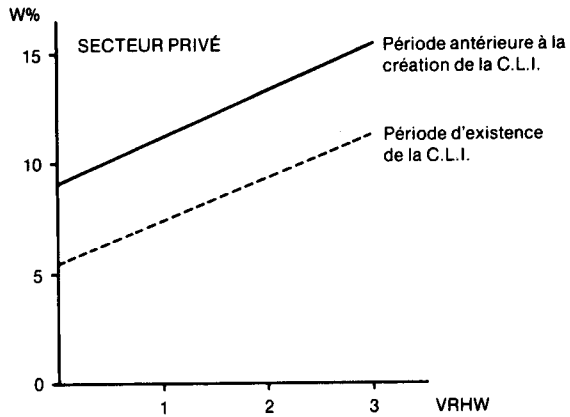
$$\left[ \left\{ (P_{t-1} - (\alpha_0 + \alpha_1)\pi_{t-1})^{\lambda_{t-1}} \right\} / \lambda_t \right] + (\gamma_0 + \gamma_1) \text{VRHW}_t$$

L'examen des divers coefficients donne à entendre que l'hypothèse de rotation contraint le point d'interception à se déplacer d'une façon

bien déterminée par rapport aux déplacements des autres coefficients de l'équation. En particulier, les autres coefficients deviennent  $(1-\lambda)$  fois leurs valeurs avant les contrôles, alors que le terme constant devient la moyenne pondérée de la constante antérieure aux contrôles et de l'indicateur. Par contre, l'équation du déplacement structurel général n'impose pas de contraintes de ce genre et, par conséquent, elle est considérée comme plus flexible à cet égard. En effet, il semble n'y avoir aucune raison de ne pas inclure d'arguments du type "hypothèse de rotation" parmi ceux qui sont invoqués au chapitre V concernant un déplacement possible dans le processus de détermination des salaires. L'effet de rotation estimé dans le présent chapitre n'est qu'un cas spécial du déplacement structurel découvert dans le chapitre V. Les résultats sont reproduits au graphique A.1 dans l'espace de la courbe de Phillips. Comme on peut le voir dans le graphique inférieur, la courbe du secteur public fait une rotation par un point très rapproché de l'axe vertical, ce qui signifie que peu d'ententes salariales ont été *plus élevées* à cause des contrôles. Le graphique du secteur privé indique un déplacement plus ou moins parallèle de la courbe de Phillips, sans l'effet de rotation suggéré par les équations présentées dans ce chapitre.

Il va sans dire, toutefois, que l'hypothèse de rotation énoncée par Reid (1976) demeure une façon très commode de résumer en un seul nombre ( $\lambda$ ) l'impact des contrôles des salaires; le principal avantage de cette méthode est que la "variable auxiliaire" utilisée (l'indicateur),  $a$ , en elle-même, une signification économique.

**Graphique A.1**  
**EFFET DE ROTATION DANS LA COURBE DE PHILLIPS,**  
**D'APRÈS LE MODÈLE DE DÉPLACEMENT STRUCTUREL**  
**GÉNÉRAL**  
**(POUR UN TAUX D'INFLATION PLEINEMENT ANTICIPÉ DE**  
**8 POUR CENT)**



## CHAPITRE VII

### Résumé et conclusions

Etant donné que la plupart des études portant sur les contrôles des prix et des salaires dans d'autres pays (où l'on a plus souvent recouru à une politique des revenus) n'attribuent à ces mesures que peu de répercussions, sinon aucune, sur l'inflation des salaires<sup>1</sup>, il serait peut-être utile, au stade où nous en sommes, de comparer nos résultats étonnamment clairs concernant l'impact de la CLI avec ceux de trois

---

<sup>1</sup> Comme référence type, quoique peu récente, nous conseillons au lecteur l'ouvrage de Ulman et Flanagan (1971). Une analyse plus récente de l'expérience des contrôles en Grande Bretagne est présentée dans l'ouvrage de Parkin, Sumner et Ward (1976); en utilisant des données trimestrielles sur les taux de salaire moyens, ces auteurs ont constaté que la "trêve" de 1961T3 à 1972T2 et le gel et les contraintes sévères de 1966T3 à 1967T2 n'avaient pas eu de répercussions importantes sur l'inflation des salaires. Gordon (1972, 1973) et Feige et Pearce (1976) ont analysé le programme de contrôles de l'administration Nixon aux Etats-Unis. Gordon n'a constaté que peu d'effet direct sur l'inflation des salaires (seulement un effet indirect via une baisse des prix), tandis que Feige et Pearce ont noté une certaine atténuation de l'inflation des salaires au cours des trois mois de la Phase I, mais aucun effet appréciable sur l'ensemble de la période de contrôle.

autres études du Programme anti-inflationniste canadien.

Dans notre étude précédente, effectuée en collaboration avec MM. D.A.L. Auld et R. Swidinsky (Auld et coll., 1979b), nous avons utilisé la même micro-méthodologie et les mêmes modèles structurels de détermination des salaires pour établir, comme dans la présente monographie, des prévisions contrefactuelles portant sur la période d'activité de la CLI. Les résultats de cette étude devant être présentés à la réunion annuelle de l'Association canadienne d'économique au mois de mai 1978, il a fallu limiter la période d'échantillonnage aux deux premières années du Programme. Dans la présente étude, l'échantillon est porté de 1089 à 1746 conventions et il constitue un recensement de toutes les ententes salariales signées au cours de l'existence de la CLI, à l'exception de celles comprenant des clauses d'indemnité de vie-chère (selon les statistiques compilées par le ministère fédéral du travail)<sup>1</sup>.

Les résultats empiriques présentés aux chapitres V et VI de la présente étude indiquent que les effets "indirects" de la CLI sur les

---

<sup>1</sup>Une partie de la différence de taille de l'échantillon peut également être attribuée au fait que l'étude antérieure ne tenait pas compte des règlements arbitraux signés au cours de l'existence de la CLI ni des conventions pour lesquelles des données de réduction de salaire avaient déjà été introduites dans les registres du ministère fédéral du Travail (dans la présente étude, toutes les conventions ayant fait l'objet de réductions de salaire ont été révisées et ramenées aux variations salariales négociées à l'origine).

variations salariales négociées se sont progressivement accrus au cours du mandat de cette dernière. Il serait donc normal que les effets constatés dans notre étude précédente, qui ne porte que sur les deux premières années de l'existence de la CLI, soient plus faibles que dans la présente étude. C'est effectivement le cas, comme le montre le tableau 8 où sont résumées les conclusions de toutes les études faites précédemment de l'influence de la Commission. Lorsque la période d'échantillon est étendue à toute l'existence de la CLI, le taux moyen d'influence de cette dernière sur les ententes salariales négociées augmente d'environ un pour cent par année. Etant donné la similitude des méthodes utilisées et l'identité des auteurs, il n'est pas étonnant que les résultats de cette étude pour les deux premières années d'existence de la CLI correspondent parfaitement à ceux obtenus dans la présente.

Plus tôt encore, Cousineau et Lacroix (1978) on eux aussi analysé l'impact de la CLI sur les ententes salariales négociées, leur étude portant sur les 18 premiers mois du Programme. En utilisant les moyennes trimestrielles des variations des taux de salaire de base annuels contenus dans les nouvelles ententes salariales visant 500 employés ou plus<sup>1</sup>, ils ont établi par prévision la valeur probable des ententes salariales pendant la période d'existence de la CLI et fait l'essai de diverses spécifications

---

<sup>1</sup> Les données brutes à partir desquelles ont été établies ces moyennes trimestrielles sont identiques à celles que nous avons utilisées dans la présente étude, quoique notre ensemble de données inclue également les conventions visant de 200 à 499 employés, ce qui n'est pas le cas du leur.

**Tableau 8**

Impact de la CLI sur les ententes salariales  
d'après les résultats de quatre études  
(valeurs "t" entre parenthèses)

	Moyenne d'erreur dans les prévisions		Déplacement du point d'interception		Déplacement de l'équation		Coefficient d'efficacité	
	Secteur privé	Secteur public	Secteur privé	Secteur public	Secteur privé	Secteur public	Secteur privé	Secteur public
1. Auld, Christofides, Swidinsky et Wilton (1979b) Echelle microéconomique; 1977T3	-2.9%	-3.4%	-2.6% (11.6)	-2.2% (7.0)	-2.8%	-3.4%	0.46 (16.4)	0.53 (18.4)
2. Christofides et Wilton (1979) Echelle microéconomique; 1978T2 (dissolution de la CLI)	-3.8%	-4.4%	-3.2% (17.0)	-3.7% (14.9)	-3.6%	4.3%	0.53 (25.1)	0.71 (39.3)
3. Cousineau et Lacroix (1978) Echelle trimestrielle; 1977T1	-1.7%	-4.3%	-3.1% (5.1)	-4.2% (4.1)	-----	-----	-----	-----
4. Reid (1978) a) Echelle trimestrielle; taux de salaire de l'industrie manufactu- rière; 1977T2	-3.4%	-----	-3.3% (3.6)	-----	-----	-----	0.69 (4.4)	-----
b) Echelle trimestrielle; gains horaires moyens; 1977T2	-----	-----	-2.7% (1.5)	-----	-----	-----	-----	-----



faisant intervenir des variables auxiliaires<sup>1</sup>. Les modèles structurels de détermination des salaires utilisés par Cousineau et Lacroix comprennent deux variables: l'indice de l'offre d'emploi (qui est négligeable, dans le secteur public) et le taux réel d'inflation six mois avant la signature de la convention. En outre, dans l'équation de régression, chaque variable est au carré ( $p^2$ , par exemple). Etant donné les différences appréciables que présente la spécification du modèle structurel de détermination des salaires de Cousineau et Lacroix, il n'est pas étonnant qu'ils obtiennent des résultats quantitatifs quelque peu différents. Si on les compare à ceux de notre étude précédente (Auld et coll.), qui porte sur une période d'échantillon similaire, on constate qu'en ce qui a trait à l'impact de la CLI sur les ententes salariales, leurs résultats sont supérieurs dans le secteur public et inférieurs dans le secteur privé. Néanmoins, ils sont qualitativement très similaires aux résultats présentés au chapitre V de la présente étude, ainsi qu'à ceux de notre étude précédente (Auld et coll., 1979b). Au Canada, la structure des salaires a considérablement changé au cours de l'existence de la CLI<sup>2</sup> et les équations

---

<sup>1</sup> Les variables auxiliaires trimestrielles utilisées par Cousineau et Lacroix ont été introduites progressivement durant la première partie de la période d'existence de la CLI (introduction non linéaire des données de deux trimestres pour le secteur public et linéaire de données de quatre trimestres pour le secteur privé).

<sup>2</sup> Cousineau et Lacroix font état d'un ensemble complet d'interactions de variables auxiliaires pour le secteur privé (voir leur équation (5) dans l'annexe technique), mais non pour le

salariales structurelles estimées d'après les données antérieures à la création de la CLI donnent des prévisions nettement plus élevées que le niveau réel des ententes salariales pendant le mandat de la Commission, surtout dans le secteur public.

Enfin, Reid (1978) a analysé l'impact de la CLI sur les variations salariales dans le secteur privé jusqu'à 1977T2 en utilisant a) des données analogues à celles de Cousineau et Lacroix et b) les gains horaires moyens trimestriels. A l'instar de Cousineau et Lacroix, Reid présume que les variations salariales sont uniquement fonction de l'état du marché du travail et des anticipations de prix<sup>1</sup>. Comme l'indique le tableau 8, les estimations de Reid (fondées sur les données des ententes salariales) concernant l'erreur de prévision moyenne, le déplacement du point d'interception et le coefficient d'efficacité sont supérieures à celles de Auld et coll. (1979b) pour une période d'échantillon analogue. Les résultats plus élevés obtenus par Reid à l'égard de l'impact de la CLI sont peut-être attribuables à l'utilisation d'un modèle structurel de détermination des salaires différent (excluant, par exemple, le rattrapage des prix) ou à la possibilité que certains effets des réductions de

---

secteur public. De plus, ils n'analysent pas les conséquences de cette nouvelle structure pour l'inflation des salaires; par conséquent, il nous a été impossible d'inclure aux cinquième et sixième colonnes du tableau 8 des valeurs de déplacement composites pour toute l'équation salariale.

<sup>1</sup> Les indicateurs utilisés pour ces deux variables sont quelque peu différents de l'une à l'autre des études.

salaire imposées par la Commission soient également compris dans son ensemble de données<sup>1</sup>. De plus, la méthode utilisée par Reid pour estimer son coefficient d'efficacité diffère de celle que nous avons employée dans la présente étude et cette différence peut expliquer son estimation plus élevée de l'efficacité de la CLI<sup>2</sup>. Son analyse des données sur les gains

---

<sup>1</sup> Etant donné que Travail Canada révisait sa base de données au fur et à mesure de l'application des réductions de salaire recommandées par la CLI, il n'est pas certain que les données utilisées par Cousineau et Lacroix ainsi que par Reid soient entièrement exemptes des effets de ces réductions (les données de Reid sur les gains horaires moyens devraient, selon toute apparence, être marquées par ces réductions de salaire). Puisque les données utilisées dans la présente étude excluent tout effet des réductions de salaire imposées par la CLI on pourrait s'attendre à ce que nos résultats soient moins élevés que ceux de Cousineau et Lacroix et de Reid (qui englobent peut-être certains effets directs des réductions de salaire imposées par la CLI).

<sup>2</sup> Reid a estimé son équation de base en utilisant des données provenant de la période antérieure à la création de la CLI et la période d'existence de cette dernière. Dans la première période, il doit nécessairement avoir donné à la variable de l'indicateur des valeurs égales à zéro; dans la période d'existence de la CLI, il lui donne des valeurs qui décroissent de deux pour cent pour chaque année du Programme (il n'est d'ailleurs pas très clair sur ce point). Il existe donc deux sources de variance: le déplacement à partir de zéro jusqu'aux valeurs positives de l'ère de la CLI, qui n'est *pas* pertinent, et la variance

horaires moyens est plus complexe; en effet, il essaie d'introduire dans le modèle de variation des salaires estimé<sup>1</sup> des détails institutionnels du calendrier des négociations et il obtient un taux de déplacement du point d'interception non significatif de 2.7 pour cent durant l'existence de la CLI<sup>2</sup>. Compte tenu du fait que la série des gains horaires moyens comprend également des facteurs de poussée des salaires (contrairement aux données sur les ententes salariales), on pourrait s'attendre à ce que l'impact de la CLI soit légèrement plus faible.

De l'examen des résultats de ces quatre études on peut tirer au moins trois conclusions qualitatives:

- i) La CLI a exercé un effet indirect important sur l'inflation des

---

au cours de l'existence de la CLI, qui *est* importante. Il est évident que la première peut biaiser l'estimation des coefficients d'efficacité et c'est peut-être là un autre facteur pour lequel son estimation du coefficient d'efficacité est supérieure à celle obtenue dans la présente étude, qui ne porte que sur des données pour la période d'existence de la CLI.

<sup>1</sup> Voir Rowley et Wilton (1977).

<sup>2</sup> Dans ce modèle pondéré en fonction des conventions, le coefficient d'erreur est décrit par une moyenne mobile à pondérations variables. Etant donné que Reid emploie la méthode des moindres carrés plutôt que celle des moindres carrés généralisés, on ne peut guère prêter foi à ce qu'il avance au sujet de la signification des diverses variables.

salaires en faisant baisser le niveau des ententes salariales au-dessous de ce qu'il aurait pu être autrement;

- ii) cet effet indirect de la CLI sur les salaires semble avoir été plus marqué dans le secteur public que dans le secteur privé;
- iii) l'impact indirect de la CLI sur les salaires et son efficacité semblent s'être accrus pendant la durée du Programme.

Etant donné que les auteurs de ces études ont utilisé des méthodes, des modèles structurels et des ensembles de données différents, force est de conclure que la CLI a eu un effet important sur l'inflation des salaires.

Quantitativement, les résultats de la présente étude indiquent que les ententes salariales négociées au Canada durant l'existence de la Commission ont été nettement inférieures à ce qu'elles auraient été en son absence.

Dans le secteur public, la moyenne annuelle de l'effet d'impact semble être de l'ordre de 4 à 4.5 pour cent, tandis que dans le secteur privé elle est de l'ordre de 3.5 à 4 pour cent. Dans chaque cas, ces effets se sont accrus au cours des deux dernières années du Programme anti-inflationniste. Nous rappelons au lecteur que ces effets estimatifs sont mesurés à la table de négociation (ou à la porte d'entrée de la CLI) et ne comprennent aucune des réductions de salaire "recommandées" par la CLI.

Comme nous l'avons expliqué au chapitre V, l'impact de la CLI sur l'ensemble des niveaux

de salaire a mis beaucoup de temps à se faire sentir, parce que de nombreuses conventions sont demeurées en vigueur pendant les premières années de son existence. Ce n'est qu'à l'expiration de ces conventions que l'impact du Programme anti-inflationniste a pu se faire sentir sur les niveaux de salaire. En nous fondant sur le cycle de négociation alors en vigueur, nous estimons que l'impact cumulatif de la CLI sur les taux de salaire du secteur privé n'était que d'environ 0.8 pour cent après un an et 3.2 pour cent après deux ans, mais qu'il s'est nettement accru par la suite, atteignant 6.1 pour cent après trois ans et 7.2 pour cent après quatre ans<sup>1</sup>. Dans le secteur public, les effets cumulatifs ont été légèrement plus importants, l'effet total sur les salaires de ce secteur s'établissant à 8.5 pour cent environ pour toute l'existence de la Commission. En résumé, la présence de la CLI (et d'indicateurs de salaire déterminés) ainsi que l'influence du Directeur (habilité à réduire les hausses de salaire proposées) semblent avoir considérablement modéré l'inflation des salaires, compte tenu de ce qu'elle aurait pu être si leur structure était demeurée la même, pendant le reste des années 1970, que pendant les dix années qui ont précédé l'imposition des contrôles.

Bien que nos résultats semblent particulièrement sûrs et généralement conformes à ceux de trois études antérieures, il convient de signaler plusieurs éléments qui limitent la portée de la présente étude (et celle des trois études antérieures). Premièrement, nos résultats ne

---

<sup>1</sup>Les effets de la CLI sur l'inflation des salaires lui survivront, car les conventions à long terme signées, par exemple, en 1978T1 demeureront en vigueur un certain temps après sa dissolution.

s'appliquent qu'au secteur syndiqué de l'économie et aux seuls syndicats (et associations) ayant signé, durant l'existence de la CLI, des conventions ne contenant aucune clause d'indemnité de vie-chère. Bien que nous puissions présumer que les effets ont été les mêmes pour le reste de la population active<sup>1</sup>, aucune preuve n'est apportée pour confirmer (ou infirmer) cette conjecture. Deuxièmement, il faut rappeler que nos résultats ne s'appliquent qu'aux taux de salaire de base<sup>2</sup> et ne tiennent pas compte de facteurs comme la poussée des salaires et les avantages sociaux. Comme le faisait remarquer Pencavel,

...le chercheur circonspect se rendrait compte que le prix nominal ne représente que l'un des éléments (quoique généralement très important) du prix "fort" des articles négociés. En ce qui concerne le coût des services de main-d'oeuvre, par exemple, même si le salaire nominal était strictement contrôlé par une bureaucratie gouvernementale, le contrôle des variations dans l'ensemble des éléments entrant en ligne de compte dans la rémunération non pécuniaire des employés est généralement moins efficace. Dès

---

<sup>1</sup> Par exemple, les "retombées" entre la partie de la population active soumise aux contrôles et le reste de cette dernière peuvent avoir amené une certaine modération de l'inflation des salaires ailleurs.

<sup>2</sup> Voir, cependant, la note 1 au bas de la page 30.

qu'il y a une certaine élasticité dans la substitution d'éléments non salariaux au salaire nominal dans la rémunération des employés, la mise en application d'une politique de salaire nominal maximal mène tout simplement à un plus grand recours à des éléments non monétaires dans l'affectation des ressources. Cela ne veut pas dire que la question de l'effet d'une "politique des revenus" sur les prix nominaux est sans intérêt; cependant, il faut se garder d'interpréter tout effet mesuré sur les prix nominaux comme synonyme d'un effet sur les prix "forts", constitués d'éléments nominaux et non nominaux.<sup>1</sup>

Alors que la CLI contrôlait la rémunération totale du groupe de négociation, nos résultats ne portent que sur le taux de salaire de base et peuvent ne pas s'appliquer entièrement aux travailleurs rémunérés à des taux supérieurs au taux de base. Enfin, tous les résultats obtenus quant à l'impact de la CLI sont basés sur l'hypothèse que la structure des salaires a été stable pendant les dix années qui ont précédé sa création et qu'elle l'est demeurée pendant les années 1970. Si elle ne l'était pas avant la création de la CLI, nos prévisions contre-factuelles peuvent ne pas donner une idée juste de ce qu'aurait pu être le taux d'inflation des salaires sans l'existence de la CLI.

Malgré ces réserves, nous croyons que la CLI a bel et bien exercé une influence modératrice

---

<sup>1</sup>(Traduction) Pencavel (1976), p. 304



sur les ententes salariales négociées, en sus des réductions des hausses de salaire demandées. Puisqu'il n'y a aucune indication que les marges bénéficiaires ont augmenté durant son existence, nous serions également portés à croire que cette atténuation de l'inflation des salaires s'est traduite par un taux d'inflation des prix un peu moins élevé qu'il ne l'aurait été sans la création de la CLI. Reste à savoir si son influence modératrice sur l'inflation se maintiendra après sa dissolution. Pour évaluer les effets permanents de la CLI, il faut se poser au moins trois autres questions importantes:

- 1) Les réductions de salaire recommandées par la CLI seront-elles entièrement récupérées dans les futures ententes salariales?
- 2) Les effets indirects de la CLI sur les ententes salariales négociées au cours de son existence (selon l'analyse effectuée dans la présente étude) seront-ils entièrement compensés dans les futures ententes salariales?
- 3) Après la dissolution de la CLI, la structure des salaires redeviendra-t-elle ce qu'elle était (inflationniste) avant sa création?

La réponse à la première question pourrait bien être "oui". Toutefois, les réponses aux deux autres questions sont beaucoup plus importantes, car leur portée est nettement plus vaste. Bien que nous en soyons réduits à des conjectures, il est peu probable, à notre avis, que les effets indirects de la CLI soient

entièrement annulés après sa dissolution, autrement dit que les salaires fassent un bond de 7 à 8 pour cent (notre estimation de l'effet indirect global de la CLI) immédiatement après la fin de son mandat. De plus, il n'est pas dit que la structure des salaires redeviendra ce qu'elle était avant la création de la Commission. Compte tenu d'un taux d'inflation (correctement) anticipé de 8 pour cent et de conditions moyennes sur le marché du travail, la structure des salaires avant la création de la CLI laisserait présager des hausses salariales de l'ordre de 12 pour cent par année après sa dissolution. Dans la mesure où les ententes qui suivront seront inférieures à 12 pour cent, la structure des salaires (avant la création de la CLI) ne se sera pas entièrement rétablie et le bond des salaires ne se produira pas. Dans ces circonstances, on peut croire qu'au moins une partie de l'influence modératrice de la CLI pourra persister après sa disparition. Malgré tout, ce ne sont là que des conjectures et seule une analyse minutieuse de l'évolution des salaires après la dissolution de la CLI pourra donner réponse à ces trois importantes questions qui sont à la base de toute évaluation des effets permanents de la Commission de lutte contre l'inflation.

## Bibliographie

Auld, D.A.L., L.N. Christofides, R. Swidinsky et D.A. Wilton, *Facteurs déterminants des ententes salariales négociées au Canada (1966-1975): analyse microéconométrique*, monographie de la Commission de lutte contre l'inflation, Ministère des Approvisionnements et Services, Ottawa, (1979a).

Auld, D.A.L., L.N. Christofides, R. Swidinsky et D.A. Wilton, "The Impact of the Anti-Inflation Board on Negotiated Wage Settlements", *Canadian Journal of Economics*, vol.12 (1979b), pp. 195-213.

Carlson, J.A. et J.M. Parkin, "Inflation Expectations", *Economica*, vol. 42, n° 166 (mai 1975), pp. 123-138.

Christofides, L.N., "The Federal Government's Budget Constraint", *Canadian Public Policy*, vol. 3, n° 3 (été 1977), pp. 291-298.

Christofides, L.N. et D.A. Wilton, *Long Term Contracts, Uncertain Inflation and Short-Run Wage Adjustment: Evidence from Contract Data*, miméographie, Université de Guelph, 1978.

Christofides, L.N., R. Swidinsky et D.A. Wilton, *A Micro Econometric Analysis of the Canadian Wage Determination Process*, miméographie, Université de Guelph, 1979.

Commission de lutte contre l'inflation, *Rapport sur la seconde année*, Ottawa, 1977.

Commission de lutte contre l'inflation, *Rapport sur la troisième année*, Ottawa, 1978.

Commission des prix et des revenus, *Inflation, chômage et politique des revenus - rapport sommaire*, Information Canada, Ottawa, 1972.

Conseil économique du Canada, *Des travailleurs et des emplois, une étude du marché du travail au Canada*, Information Canada, Ottawa, 1976.

Courchene, T.J., "Recent Canadian Monetary Policy: An Appraisal", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 3, n° 1 (février 1971), pp. 35-56.

Courchene, T.J. *Money, Inflation and the Bank of Canada: an analysis of Canadian monetary policy from 1970 to early 1975*, Institut de recherche C.D. Howe, Montréal, 1976.

Cousineau, J.M. et R. Lacroix, *La détermination des salaires dans le monde des grandes conventions collectives: une analyse des secteurs privé et public*, Conseil économique du Canada, Ministère des Approvisionnement et Services, Ottawa, 1977.

Cousineau, J.M. et R. Lacroix, "L'impact de la politique canadienne de contrôle des prix et des revenus sur les ententes salariales", *Canadian Public Policy*, vol. 64, n° 1 (été 1978), pp. 88-100.

Dicks-Mireaux, L.A. et J.C.R. Dow, "The Determinants of Wage Inflation: United Kingdom 1946-56", *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 122, n° 59, 2<sup>e</sup> partie, pp. 145-174.

Eckstein, O. et T.A. Wilson, "Determination of Money Wages in American Industry", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 76 (août 1962) pp. 379-414.

Feige, E.L. et D.K. Pearce, "Inflation and Incomes Policy: An Application of Time Series Models", dans K. Brunner et A.H. Meltzer (éd.), *The Economics of Price and Wage Controls*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1976, pp. 273-302.

Friedman, M., "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review.*, vol. 58, n° 1 (mars 1968), pp. 1-17.

Gordon, R.J., "Wage Price Controls and the Shifting Phillips Curve", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2 (1972), pp. 385-421.

Gordon, R.J. "The Response of Wages and Prices to the First Two Years of Controls", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 3 (1973), pp. 765-779.

Green, C. et J.M. Cousineau, *Chômage et programmes d'assurance-chômage*, Etude du Conseil Économique du Canada, Ministère des Approvisionnements et Services, Ottawa, 1976.

Grubel, H.G., D. Maki et S. Sax, "Real and Insurance-Induced Unemployment in Canada", *The Canadian Journal of Economics*, vol. 8, n° 2 (mai 1975), pp. 179-191.

Johnston, J. et M. Timbrell, "Empirical Tests of a Bargaining Theory of Wage Rate Determination", *The Manchester School of Economic and Social Studies*, vol. 41, n° 2 (juin 1973), pp. 141-167.

Kaliski, S.F., *La relation d'arbitrage entre l'inflation et le chômage: Examen de la tendance récente au Canada*, Etude spéciale n° 22 du Conseil économique du Canada, Information Canada, Ottawa, 1972.

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*, n.s., vol. 27, n° 105 (février 1960), pp. 1-31.

Lipsey, R.G. "Wage-Price Controls: How to Do a Lot of Harm by Trying to Do a Little Good", *Canadian Public Policy*, vol. 3, n° 1 (hiver 1977), pp. 1-13.

Lipsey, R.G. et J.M. Parkin, "Incomes Policy: A Re-Appraisal", *Economica*, n.s., vol. 37, n° 146 (mai 1970), pp. 115-138.

Macdonald, D.S., *Offensive contre l'inflation: un engagement national*, Déclaration de principe, Chambre des communes, le 14 octobre 1975, Bureau du Conseil privé, Ottawa.

McGuire, T.W. "On Estimating the Effect of Controls", dans K. Brunner et A.H. Meltzer (éd.), *The Economics of Price and Wage Controls*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1976.

Ministère des Finances, *Inflation récente au Canada*, Ottawa, 1978.

de Menil, G. et S.S. Bhalla, "Direct Measurement of Popular Price Expectations", *American Economic Review*, vol. 65, n° 1 (mars 1975), pp. 169-180.

Mitchell, D.J.B., "Union Wage Determination: Policy Implications and Outlook", *Brookings Papers on Economic Activity*, Prêt à paraître.

Muth, J.F., "Rational Expectation and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, vol. 29, n° 3 (juillet 1961), pp. 315-335.

Parkin, J.M., M.T. Sumner et R.A. Jones, "A Survey of the Econometric Evidence on the Effects of Incomes Policy and the Rate of Inflation", dans J.M. Parkin and M.T. Sumner (éd.), *Incomes Policy and Inflation*, Manchester University Press, 1972, pp. 1-29.

Parkin, J.M., M.T. Sumner et R. Ward, "The Effects of Excess Demand, Generalized Expectations and Wage-Price Controls on Wage Inflation in the U.K., 1956-71", dans K. Brunner et A.H. Meltzer (éd.), *The Economics of Price and Wage Controls*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1976, pp. 193-221.

Pencavel, J.H., "A Comment on the Papers at the Conference on Wage-Price Controls", dans K. Brunner et A.H. Meltzer (éd.), *The Economics of Price and Wage Controls*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1976, pp. 303-304.

Perry, G.L., *Unemployment, Money Wage Rates and Inflation*, M.I.T. Press, Cambridge (Mass.), 1966.

Pesando, J.E., "Rational Expectations and Distributed Lag Expectations Proxies", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 71, n° 353 (mars 1976), pp. 36-42.

Phelps, E.S., "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", *Economica*, n.s., vol. 34, n° 135 (août 1967), pp. 254-281.

Phillips, A.W., "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in

the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, n.s., vol. 25, n° 100 (1958), pp. 283-299.

Reid, F.J., "Canadian Wage and Price Controls", *Canadian Public Policy*, vol. 2, n° 1 (été 1976), pp. 103-113.

Reid, F.J., *The Effects of Controls on the Rate of Wage Change in Canada*, miméographie, 1978.

Reuber, G.L., *Incomes Policy: Canada's Experience with Organized Voluntarism to Curb Price Inflation*, Rapport de recherche n° 7003, Dept. of Economics, University of Western Ontario, London (Ontario), 1970.

Riddell, W.C., "The Empirical Foundations of the Canada Phillips Curve: Evidence from Wage Contract Data", *Econometrica*, vol. 47, n° 1 (janv. 1979), pp. 1-24.

Rowley, J.C.R. et D.A. Wilton, "Empirical Foundations for the Canadian Phillips Curve", *Canadian Journal of Economics*, vol. 7, n° 2 (mai 1974), pp. 240-259.

Rowley, J.C.R. et D.A. Wilton, *La détermination des variations de salaire*, Etude du Conseil économique du Canada, Ministère des Approvisionnements et Services, Ottawa, 1977.

Smith, M. et D.A. Wilton, "Wage Changes: The Frequency of Wage Settlements, the Variability of Contract Length and 'Locked-in' Wage Adjustments", *Economica*, n.s., vol. 45, n° 179 (août 1978), pp. 305-310.

Sparks, G.R. et D.A. Wilton, "Determinants of Negotiated Wage Increases: An Empirical Analysis", *Econometrica*, vol. 39, n° 5 (sept. 1971), pp. 739-750.



Turnovsky, S.J., "The Expectations Hypothesis and the Aggregate Wage Equation: Some Empirical Evidence for Canada", *Economica*, n.s., vol. 39, n° 153 (février 1972), pp. 1-17.

Turnovsky, S.J. et M.L. Wachter, "A Test of the 'Expectations Hypothesis' Using Directly Observed Wage and Price Expectations", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 54, n° 1 (février 1972), pp. 47-54.

Ulman, L. et R. Flanagan, *Wage Restraint: A Study of Incomes Policies in Western Europe*, University of California Press, Berkeley, 1971.

Vanderkamp, J. "Wage Adjustment, Productivity and Price Change Expectations", *Review of Economic Studies*, vol. 39 (1), n° 117 (janvier 1972), pp. 61-72.

Wilton, D.A. *The Wage Determination Process in Canadian Manufacturing Industries, 1962-1975*, Travail Canada, Ottawa, 1977.

## Publications de la CLI

Auld, D.A.L., Christofides, L.N., Swidinsky, R. et Wilton, D.A., *Facteurs déterminants des ententes salariales négociées au Canada (1966-1975)*.

Chant, J.F. et McFetridge, D.G., *Les effets de répartition de l'inflation*.

Christofides, L.N. et Wilton, D.A., *Étude des effets sur les taux de salaire de base négociés du contrôle des salaires au Canada (1975T3-1978T2)*.

Foot, D.K. et Poirier, D.J., *Analyse empirique des décisions de rémunération de la CLI*.

Gartrell, D., *Interdépendance et inflation*.

Johnson, G.G., *Variation des salaires des travailleurs non syndiqués au Canada*.

Jump, G.V. et Wilson, T.A., *L'influence du Programme anti-inflationniste sur l'ensemble des prix et des salaires: analyse par simulation*.

Kotowitz, Y., *Les effets des impôts directs sur les salaires*.

Meltz, N.M. et Stager, D., *Structure de la rémunération selon les professions au Canada 1931-1975*.

Reid F., *Analyse des contrôles américains sur les salaires et de leurs répercussions pour le Canada*.

Reid, F. et Wilson T.A., *Évolution des salaires et des prix dans les industries manufacturières au Canada: une analyse économétrique.*

Commission de lutte contre l'inflation, *Histoire de la Commission de lutte contre l'inflation.*

Commission de lutte contre l'inflation, *L'inflation et la politique économique.*