

UNIVERSITE DE MONTREAL

LES CONTROLES DES SALAIRES ET LES  
RIGIDITES SALARIALES: UNE ANALYSE  
EMPIRIQUE DE LA SITUATION DANS L'INDUSTRIE  
MANUFACTURIERE CANADIENNE.

PAR

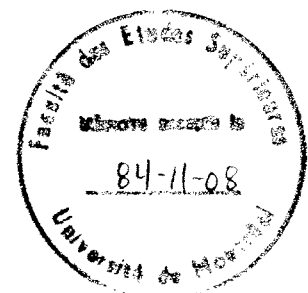
JACQUES ROBERT

DEPARTEMENT DE SCIENCES ECONOMIQUES

FACULTE DES ARTS ET SCIENCES

MEMOIRE PRESENTE A LA FACULTE DES ETUDES SUPERIEURES  
EN VUE DE L'OBTENTION DU GRADE DE  
MAITRISE ES SCIENCES (M. Sc.)

SEPTEMBRE, 1984





REMERCIEMENTS

La rédaction de ce mémoire a été financée par une bourse de maîtrise du C.R.S.H. Je suis reconnaissant envers le Conseil de Recherche en Sciences Humaines d'avoir mis sa confiance en moi. Je souhaite remercier MM. Robert Lacroix et Jean-Michel Cousineau pour leurs commentaires et leur soutien, de même que M. André Martens pour le support qu'il m'a fourni tout au long de mes études de maîtrise.

RESUME

Selon le paradigme keynésien, les rigidités salariales seraient une des causes essentielles de l'asymétrie dynamique de la relation de Phillips. Dans cette perspective, on affirme régulièrement que les contrôles des salaires peuvent diminuer le coût d'une politique de déflation, en atténuant l'inertie salariale.

A notre connaissance, aucune étude n'a tenté de tester cette hypothèse.

A l'aide de la littérature sur le phénomène des rigidités salariales, nous avons élaboré un modèle microéconomique de détermination des variations de salaire incorporant des rigidités. Ce modèle intègre des variables de retombées salariales qui corroborent l'hypothèse keynésienne sur les salaires relatifs et introduisant dans le processus de détermination des salaires un système de retard permettant d'estimer la lenteur d'adaptation des salaires à la conjoncture.

A l'aide de données microéconomiques canadiennes sur les grandes conventions collectives du secteur manufacturier, nous avons pu mettre en évidence les phénomènes suivants:

1) D'abord l'existence de fortes rigidités dans la dynamique salariale en périodes hors-contrôles.

2) Ensuite, nous avons montré que les politiques de contrôles avaient permis de réduire cette inertie en forçant les hausses salariales à suivre une norme salariale.

3) Enfin, il est apparu que les effets des contrôles sur les niveaux des hausses salariales étaient limités et temporaires. De plus, les politiques de contrôles ont généré certaines distorsions, notamment en réduisant plus fortement les salaires des industries les plus concentrées

TABLE DES MATIERES

REMERCIEMENTS	.....	i
RESUME	.....	ii
TABLE DES MATIERES	.....	iv
LISTE DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES	.....	vi
<u>INTRODUCTION</u>	.....	1
<u>I - REVUE DE LA LITTERATURE</u>	.....	6
1- Les contrôles des salaires et la courbe de Phillips	.....	6
2- L'instabilité de la fonction de détermination des salaires	.....	10
3- L'instabilité de la fonction de détermination salariale et ses applications économétriques	.....	13
4- Etudes empiriques sur l'effet des contrôles sur les salaires: le cas canadien	.....	15
5- L'efficacité des contrôles: une révision des critères	.....	17
<u>II - LA RIGIDITE DYNAMIQUE DES SALAIRES</u>	.....	20
1- Keynes et les Classiques	.....	20
2- Salaire réel et salaire relatif	.....	22
3- Rigidité salariale: analyses microéconomiques	.....	24
a) Les modèles de recherche d'emploi	.....	25
b) Théorie des contrats implicites	.....	27
c) Contrats efficients et incertitude	.....	29
d) Syndicats et contrats de travail	.....	31

III - CONTROLES DES SALAIRES ET STRUCTURE DE

DETERMINATION DES SALAIRES ..... 34

1- Specification du modèle ..... 35

2- Impact sur les conventions couvrant  
500 employés et plus ..... 42

a) Analyse des périodes hors-contrôles ..... 43

b) Analyse de la période des contrôles ..... 45

3- Impact sur les conventions non-contrôlées ..... 54

a) Analyse des périodes hors-contrôles ..... 54

b) Analyse de la période des contrôles ..... 55

IV - CONSIDERATIONS SUPPLEMENTAIRES ..... 58

1- Effet de contrôles et effet de conjoncture ..... 58

2- Analyse de la période post-contrôles ..... 62

CONCLUSION ..... 68

ANNEXE ..... 74

BIBLIORAPHIE ET REFERENCES ..... 80

LISTE DES GRAPHIQUES ET TABLEAUX

GRAPHIQUE 1	
Courbe de Phillips hypothétiques de court terme et courbe de long terme .....	7b
GRAPHIQUE 2	
Le processus de la détermination des salaires et l'impact des contrôles I .....	8b
GRAPHIQUE 3	
Le processus de la détermination des salaires et l'impact des contrôles II .....	8c
GRAPHIQUE 4	
Evolution des salaires dans le temps; une comparaison des prédictions des modèles; période des contrôles .....	62b
GRAPHIQUE 5	
Evolution des salaires dans le temps; une comparaison des prédictions des modèles; période post-contrôles .....	64b
GRAPHIQUE 6	
Evolution des salaires dans le temps; une comparaison des prédictions des modèles, titre de Christofides et Wilton (1984) .....	65b
GRAPHIQUE 7	
Evolution des salaires dans le temps; une comparaison des prédictions des modèles; .....	65c
GRAPHIQUE 8	
Evolution des salaires dans le temps; une comparaison des prédictions des modèles sans retombées salariales .....	65d



## TABLEAU 1

Impact de la CLI sur les ententes salariales d'après les résultats de quatre études .....	15b
--	-----

## TABLEAU 2

Estimations pour les unités de négociation de 500 employés et plus I .....	42b
---	-----

## TABLEAU 3

Estimations pour les unités de négociation de 500 employés et plus II .....	50b
--	-----

## TABLEAU 4

Estimations pour les unités de négociation de entre 200 et 499 employés .....	54b
--	-----

## TABLEAU 5

Ecart dans les accroissements salariaux entre la période pré-contrôles et la période des contrôles (500 employés et plus) .....	60b
---	-----

## TABLEAU 6

Ecart dans les accroissements salariaux entre la période pré-contrôles et la période des contrôles (moins de 500 employés) .....	60c
--	-----



## INTRODUCTION

L'idée des contrôles est une notion qui n'est pas nouvelle. Dès l'Antiquité et le Moyen-Âge, ils furent utilisés; ils sont presque systématiques dans les pays à économie planifiée et la plupart des pays à économie de marché les ont connus en temps de guerre. Plus proches de nous, la Grande-Bretagne, la France, les Etats-Unis, le Canada, pour ne nommer que ces pays, ont eu recours à de telles politiques dans leur histoire récente (pour un historique voir Schuettinger, 1976).

Les opinions quant à leur efficacité à réduire le niveau général des prix, comme pour bien d'autres phénomènes macroéconomiques sur lesquels les économistes se sont penchés, divergent. Pour la plupart, les effets demeurent mitigés, nous ne pouvons nous attendre, resume Richard Lipsey (1977), qu'à un effet transitoire et limité des mesures législatives visant à contrôler les prix et les salaires. De plus, rappelle-t-il, les contrôles sont comme toutes les politiques de nos gouvernements, de moins en moins efficaces lorsque de plus en plus prévisibles.

Les arguments théoriques contre l'imposition des contrôles visant à déterminer le niveau des prix et des revenus par voie législative se retrouvent dans la plupart des bons manuels de microéconomie. L'allocation des ressources dans nos économies de marché se ferait selon l'état et l'évolution des prix

relatifs. Ces derniers fournissent les informations requises, autant pour le consommateur que pour le producteur, pour prendre les décisions qui les concernent. Toute intervention au sein des marchés ne peut que modifier arbitrairement le rapport des prix relatifs et affecter la vérité des prix. La mauvaise allocation des ressources et les coûts qu'elle entraîne est l'inévitable résultat d'une telle intervention; n'a-t-on pas dit que le meilleur moyen de détruire une ville, après les bombardement, était le contrôle des loyers ? (Carr, 1976)

De plus, au niveau macroéconomique, on a formulé un certain nombre d'objections aux politiques de contrôles des prix et des salaires. Le niveau général des prix ne peut augmenter que si la quantité de monnaie en circulation le permet. Inversement le taux de croissance des prix ne peut ralentir que si ultimement cette baisse est dictée par une réduction de la croissance de la monnaie en circulation. Dans un tel contexte, l'équation quantitative de la monnaie est la relation qui devrait nous inspirer dans la lutte à l'inflation:

$$M V = P T$$

La banque centrale pourra, lorsqu'elle a le contrôle sur un agrégat monétaire pour lequel cette relation est stable, forcer à la baisse le taux d'inflation en contrôlant la progression de l'agrégat monétaire. Un contrôle arbitraire du niveau des prix ou des salaires par voie législative ne règle pas la source même de la progression à long terme des prix. Cette dernière opération n'est, pour beaucoup d'économistes qu'une opération de camouflage. L'évolution générale des prix constitue un baromètre important dans l'élaboration des choix économiques et dans la formation des attentes inflationnistes. En brisant ce thermomètre, les contrôles altèrent

l'équilibre macroéconomique.

La place centrale de la monnaie dans la lutte à l'inflation est une chose dont il n'est pas difficile de se convaincre. Que les prix soient étroitement liés à la quantité de monnaie relève presque de la tautologie. Mais, comme en fait foi l'évolution de la conjoncture au début de cette décennie, la lutte à l'inflation basée sur une politique monétaire restrictive tend à imposer des coûts réels considérables. Ces coûts s'expliquent par des raisons pour lesquelles il vaut la peine d'ouvrir une parenthèse.

Un monde où les marchés sont parfaits et sans distorsions est aussi loin de la réalité économique que les avions et les pendules sans friction le sont vis-à-vis de la réalité physique. Certes, les modèles de concurrence pure et parfaite ont tout comme les modèles physiques sans friction permis le développement de la pensée théorique, mais les inférences doivent se faire avec prudence et discernement. L'optimisme monétaire fondé sur l'approche des anticipations rationnelles proposait une grande sensibilité des prix aux déterminants de l'inflation, chaque agent économique ayant tout intérêt à s'adapter rapidement à l'ensemble des informations qui lui sont disponibles. En ce sens, l'annonce de la volonté des autorités monétaires de réduire l'inflation est vite assimilée par les agents qui reévaluent à la baisse leurs anticipations quant à l'évolution générale des prix. Cette proposition est sans compter sur beaucoup des rigidités incorporées dans le mécanisme de détermination des prix.

Les grandes conventions collectives et les grandes entreprises qui sont dans nos sociétés modernes des agents économiques importants et des leaders sur le marché des produits et du travail, gèrent leurs prix et

leurs salaires sur des périodes relativement longues. Ces prix ne peuvent être réévalués au jour le jour, d'heure en heure comme dans un marché aux légumes ou à la Bourse.

Le mécanisme de détermination des salaires soulève une critique fondamentale à l'approche monétaire. Que la quantité de monnaie affecte le niveau général des prix est une chose indéniable, mais il demeure important que nous puissions comprendre le mécanisme de transmission de la monnaie vers les prix. Dans un monde où les salaires sont rigides et peu sensibles aux variables d'anticipations monétaires, les restrictions fiscales et monétaires n'affecteront les salaires (et en bout de ligne les prix) que par l'accroissement du chômage et la chute de la demande réelle. Le chômage, la succession des faillites, la faible sensibilité des attentes salariales au cours de la dernière récession, nous ont montré combien était dangereux l'optimisme monétaire et coûteuse une politique de déflation. Fermons la parenthèse.

Considérant les coûts qu'entraîne une politique monétaire restrictive de lutte à l'inflation, coûts causés par la rigidité dynamique des prix et surtout des salaires, certains ont été amenés à proposer l'utilisation de politiques de revenus de pair avec une politique monétaire restrictive.

"Wage-price controls can be used (with a tight monetary policy) in an attempt to cut through the inflationary inertias and accomplish what the Keynesian view says the free market cannot easily do - get wage inflation down rapidly in line with the much lower inflation rate, which is all that is being validated by monetary and fiscal policy." (Lipsey, 1979, p. 570 )

Le but de cette étude sera de tester, pour le cas canadien, l'hypothèse selon laquelle les contrôles des salaires ont affecté les rigidités inhérentes à la dynamique des salaires. Pour ce faire, nous nous proposons :

1) De spécifier un modèle de détermination salariale qui explicite des rigidités dans la dynamique des salaires;

2) D'estimer ce modèle pour les périodes avant, pendant et après les contrôles canadiens (du 15-10-75 au 31-03-78);

et 3) De voir en quoi ceux-ci ont affecté la rigidité salariale.

Nous débuterons ce mémoire par un survol des études, notamment canadiennes, qui se sont intéressées à l'impact des contrôles sur le mécanisme de détermination salariale, et sur la stabilité de la relation d'arbitrage de Phillips.

## I - REVUE DE LA LITTÉRATURE:

---

Inspirées par les politiques de revenus britanniques, américaines et canadiennes, les études sur les conséquences des contrôles sont devenues de plus en plus nombreuses. Depuis une douzaines d'années (Lipseu-Parkin, 1970), des méthodes ont été développées et des études empiriques réalisées pour tenter de mesurer l'effet des contrôles sur les prix, les salaires et la structure de détermination de ceux-ci.

Il est clair qu'on ne peut déterminer l'impact des contrôles qu'en comparant les prix et les salaires avant et pendant ceux-ci. La raison est que nombre des facteurs qui influencent le niveau des prix et des salaires, notamment les variables de politiques fiscales et monétaires, sont modifiées parallèlement à la mise en place des contrôles des revenus. Il est donc nécessaire de proposer un modèle de détermination des prix et/ou des salaires permettant de trouver la réduction dans l'inflation des prix et/ou des salaires proprement due à la politique de revenus.

Avant de décrire les principaux modèles proposés par la littérature, examinons d'abord les fondements théoriques des politiques des contrôles.

### 1 - Les contrôles des salaires et la courbe de Phillips:

---

Commençons par l'analyse de la courbe de Phillips. Cette courbe illustre une relation positive entre l'accroissement des salaires nominaux et la demande excédentaire de travail, et, par extension, une relation d'arbitrage entre l'inflation et le chômage.

Considérons pour fin d'illustration des courbes de



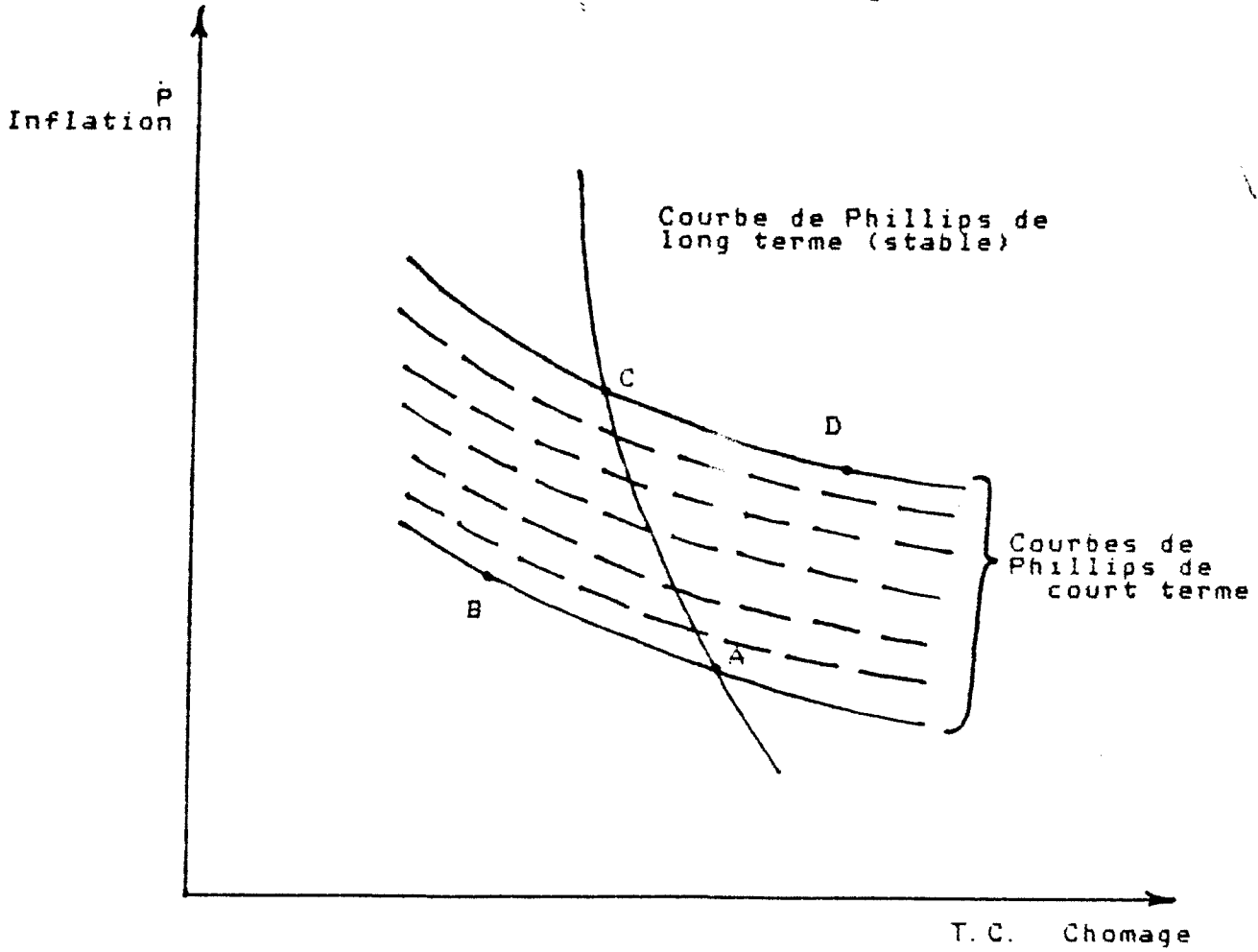
Phillips hypothétiques à court et à long terme. Nous savons qu'il existe, à court terme, une relation d'arbitrage entre les accroissements de salaires nominaux et l'offre excédentaire de travail pour chaque niveau d'anticipation quant à l'inflation future. Par ailleurs, il existe, à long terme, une relation tendant vers la verticale et qui dépend du taux de chômage naturel dans l'économie. Nous illustrons ces relations au graphique 1.

Supposons que la situation initiale soit A, et qu'un gouvernement désire réduire à court terme le chômage. Sous l'effet d'un changement expansionniste de la politique économique, d'une hausse des exportations ou des investissements, etc., les effets à court terme seront relativement favorables. Ils se traduiront par une baisse du chômage et une hausse modérée des prix, soit par un déplacement le long de la courbe de court terme, disons de A vers B. Progressivement l'accroissement des tensions sur le marché du travail et des anticipations inflationnistes aidant, le niveau général des prix va tendre à augmenter causant un retour à la courbe de Phillips de long terme à un point correspondant à un niveau d'anticipation inflationniste plus élevé, C.

Or, il sera beaucoup plus difficile de revenir au point initial, (ce que le paradigme keynésien propose comme l'asymétrie de la relation d'arbitrage). Un resserrement des dépenses gouvernementales ou de l'impression de la monnaie, compte tenu de la rigidité des prix (notamment des salaires) à court terme, entraînera une diminution marquée de l'emploi, soit vers la droite de la courbe de court terme, de C vers D. Ce n'est que progressivement, la diminution de demande excédentaire de travail et des anticipations aidant, que le cheminement vers le point A de la courbe de long terme se fera. Or, ce cheminement sera coûteux

- GRAPHIQUE 1 -

Courbes de Phillips hypothétiques de court terme et courbe de long terme.



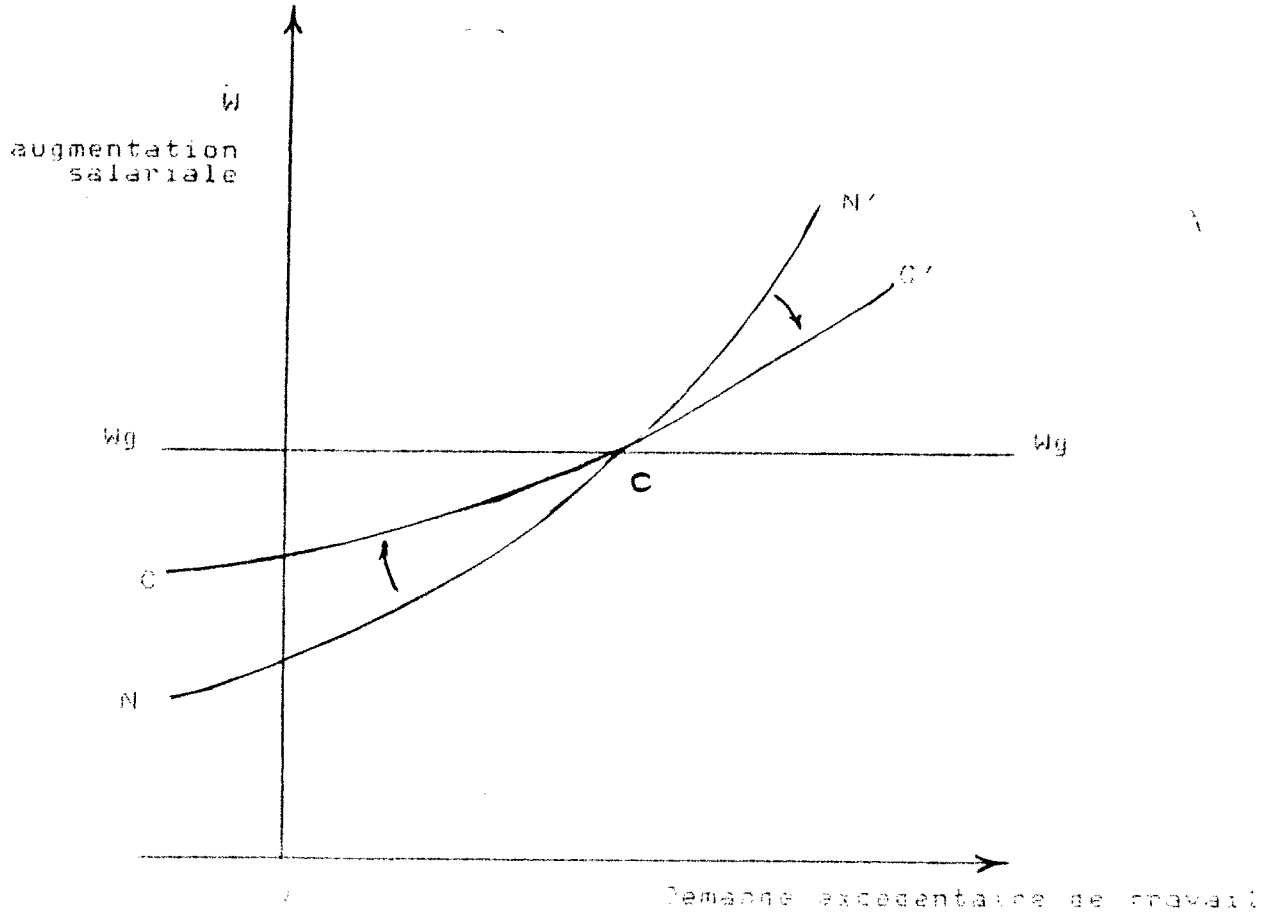
en termes réels par ses effets sur l'emploi. C'est dans ce contexte que s'inscrivent les politiques de revenus.

Il est proposé que les politiques de revenus puissent par leurs actions sur les salaires et les anticipations permettre de passer d'une courbe de Phillips de court terme  $NN'$  à une courbe  $CC'$  compatible avec un taux d'anticipation inflationniste inférieur et ce sans passer par le point  $d$  à chômage très élevé (Graphique 2). En réduisant directement les anticipations, les politiques de contrôles des salaires permettraient de réduire le niveau d'inflation pour tous les niveaux de chômage.

Dans un article important sur le cas britannique, Lipsey et Parkin (1970) ont contesté cet optimisme, en indiquant que les politiques de revenus pouvaient modifier l'inflation par une rotation de la courbe d'arbitrage. Posons  $Wg$ , l'accroissement maximal permis par le gouvernement. Une telle contrainte aura l'effet de restreindre tous les salaires qui auraient été au dessus de la norme; mais affirment Lipsey et Parkin, la norme peut aussi être considérée comme un minimum. Dans un tel cas, les contrôles auront l'effet d'accroître les augmentations salariales pour les entreprises qui sans les mesures de contrôles se seraient situées sous la norme. Cette hypothèse s'illustre par une rotation de la relation d'arbitrage de Phillips dans le sens d'une moins grande sensibilité des salaires aux tensions sur le marché du travail (Graphique 3).

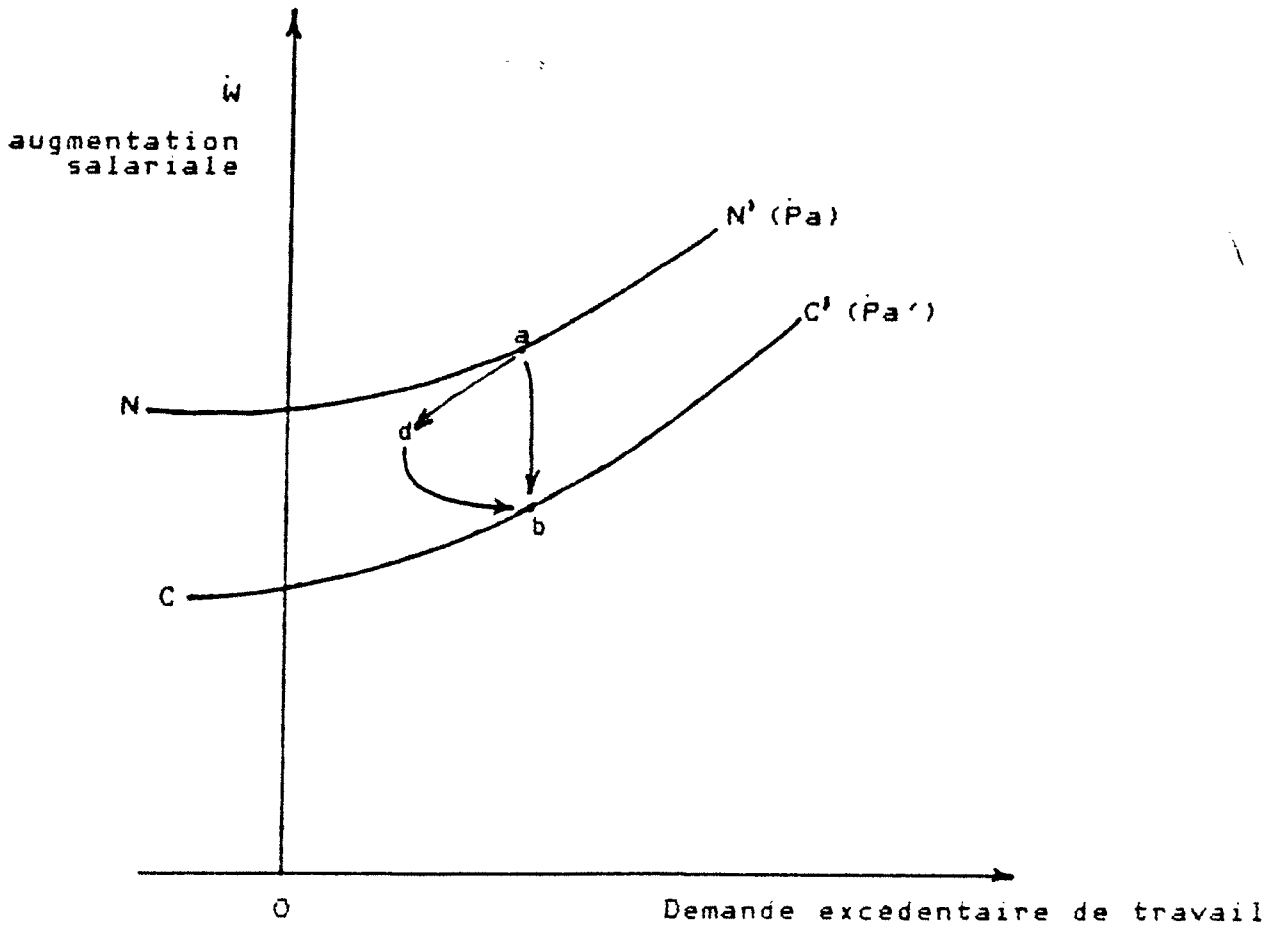
Potentiellement, si une telle hypothèse se vérifie et si la majorité des salaires avaient, sans mesures de contrôles, été sous la norme, les politiques de revenus pourraient avoir l'effet pervers d'accroître, plutôt que réduire, l'inflation salariale. Mais au-delà de cette possibilité, les implications pour la gestion de

Le processus de la détermination des salaires et l'impact des contrôles II



Extrait de Cousineau et Lacroix (1979)

Le processus de la détermination des salaires et l'impact des contrôles I



\*tiré de Cousineau et Lacroix (1978)

la politique économique pendant la période des contrôles sont considérables. Validant, sur la base de données britanniques, leur hypothèse de rotation de la courbe d'arbitrage, Lipsey et Parkin (1970) ont conclu que:

"If an attempt is to be made to reduce demand sufficiently to keep increases down to the level of increases in productivity (so that an approximately stable price level is achieved), then a reasonably successful incomes policy (with a wage norm) would seem to make the achievement of the goal very much more difficult than if no such policy were operated."

Nous savons, bien sûr qu'une politique monétaire et fiscale expansionniste génératrice d'une inflation supérieure à l'inflation anticipée est en complète contradiction avec l'objectif de base des contrôles qui est de réduire les attentes inflationnistes. D'autre part, sous une politique fortement restrictive, dont l'effet serait d'accroître fortement le sous-emploi et de réduire l'inflation salariale sous le niveau de la norme, les politiques de revenus auraient des effets néfastes selon Lipsey et Parkin. Ainsi, il existe une région mitoyenne pour la politique monétaire et fiscale à l'intérieure de laquelle les contrôles pourraient contribuer efficacement à réduire les attentes inflationnistes; il s'agit de la région où l'inflation réalisée demeurent sous l'inflation anticipée mais toujours supérieure à la norme.

Pour Reid (1975), cette analyse souligne l'importance du niveau de la norme choisie par les autorités gouvernementales. Pour que les contrôles puissent être bénéfiques, il importe que la norme demeurent sous le niveau attendu d'accroissement de salaires, et pour qu'ils puissent continuer à avoir un effet positif, il faut que le gouvernement puisse diminuer la norme au fur et à mesure que les contrôles réussissent à ramener les anticipations au niveau de celle-ci.

## 2 - L'instabilité de la fonction de détermination des salaires:

Une extension logique de la proposition de Lipsey et Parkin (1970) est de proposer une instabilité généralisée de la fonction de détermination des hausses salariales. Dans ce sens, Lipsey et Parkin ont estimé leur modèle séparément pour les périodes de contrôles et celles hors-contrôles entre 1948:3 et 1968:4 en Grande-Bretagne. Le modèle proposé en est un relativement simple, ne comportant aucun système de retard et estimant le taux de changement dans les prix et les salaires. La première équation relie le taux de croissance de la rémunération horaire au taux de chômage, au changement dans l'indice des prix à la consommation retardé d'une période et au taux de changement dans le membership syndicale. La deuxième équation relie les changements dans les prix aux accroissements de salaires, au changement des prix à l'importation et à l'évolution de la productivité du travail.

Comparant les deux équations pour les périodes de contrôles et hors-contrôles à l'aide d'un test de Chow, les auteurs ont pu rejeter l'hypothèse de stabilité du modèle entre les deux périodes. Un des effets marquants des contrôles sur le mécanisme de détermination des salaires est la disparition de la sensibilité des hausses de salaires au taux de chômage et aux variations des prix.

Dans une revue intéressante de quatre articles sur les politiques de revenus (Lipsey-Parkin (1970), Eckstein-Brimmer (1972), Perry (1970), Gordon (1972)), Oi (1976) a milité dans le sens d'une instabilité généralisée des mécanismes de détermination des prix et des salaires pendant la période des contrôles.

La majorité des études qui ont utilisé une

dichotomique pour mesurer l'impact des "Guideposts" des administrations Kennedy et Johnson, 1962-1967, ont conclu en l'efficacité de ceux-ci à réduire l'inflation salariale et des prix. Le coefficient de la variable dichotomique associé aux Guideposts s'avère, en effet, négatif et significatif pour les équations de Perry (1970) et de Eckstein-Brimmer (1972). Notons que Gordon (1972) utilisant des variables explicatives différentes n'a trouvé aucun effet significatif pour la variable dichotomique. Mais de conclure OI, la méthode de la variable dichotomique est un processus statistique valide seulement sous l'hypothèse que les coefficients des autres variables demeurent tous égaux. Les arguments théoriques avancés par Lipsey et Parkin (1970) fournissent, selon OI, de fortes raisons pour rejeter cette technique. Même au-delà d'une apparente stabilité sur le plan statistique, l'instabilité sur le plan économique doit être supposée.

Cette réflexion peut aussi être étendue aux périodes pré et post-contrôles. Les politiques de revenus tentent de contraindre par voie législative les accroissements salariaux de certains groupes de travailleurs, de même que l'accroissement de certains prix. Comme aucune mesure arbitraire ne peut se substituer aux forces du marché, il est inévitable que des distorsions vont s'accumuler durant la période des contrôles. En anticipation ou/et en réaction à ces distorsions, les périodes avant et/ou après les contrôles peuvent s'en trouver affectées.

Les distorsions perturbant les salaires et le marché du travail peuvent être de deux ordres. D'abord, les contrôles peuvent affecter le niveau général des salaires par rapport aux autres prix dans l'économie. Les politiques de revenus parviennent plus facilement à contrôler les salaires que les prix. En effet, si la politique de restriction des prix et des



salaires n'est pas accompagnée par une gestion cohérente de la monnaie et du taux de change, un des effets sera de diminuer le niveau des salaires réels en deçà de ce qu'il aurait dû être. En anticipation ou en réaction à cette éventualité, les périodes pré et post-contrôles peuvent être l'objet de fortes augmentations des salaires réels.

Le deuxième effet des contrôles est de modifier les niveaux relatifs des salaires entre eux. En réduisant les augmentations de salaires autour d'une norme, les contrôles réduisent les écarts salariaux entre les différentes catégories de travailleurs, entre les industries et les régions. Des pressions sur les salaires visant le rétablissement des niveaux optimaux de salaires relatifs peuvent avoir lieu en prévision ou en réaction des politiques de revenus. Quoi qu'ayant un impact moins grand sur le niveau d'inflation que dans le premier cas, ces ajustements peuvent générer des pressions à la hausse sur le niveau nominal des salaires et l'inflation à court terme.

Une telle discussion militerait en faveur d'une modification du mécanisme de détermination des salaires, non seulement pendant la période des contrôles mais aussi avant et après ceux-ci. L'efficacité des contrôles s'en trouverait grandement affectée.

Dans le cas britannique, proposent Lipsey et Parkin(1970), les travailleurs ont vite appris à anticiper la venue des contrôles salariaux, entraînant inévitablement des fortes hausses de salaires. Pour ces deux auteurs, les contrôles sont d'autant moins efficaces qu'ils sont utilisés souvent. Sur le plan méthodologique, Oi (1976) fait une mise en garde: si la relation de détermination estimée en période pré-contrôles n'est pas une relation stable, elle ne peut constituer une base solide pour la prédiction et

pour conclure en l'efficacité des contrôles.

Finalement la plupart des économistes et des décideurs politiques voient avec appréhension la fin des contrôles. On craint qu'à la levée de ceux-ci se produisent de fortes poussées salariales. Si les données disponibles le permettent, il est important de pouvoir analyser l'évolution des salaires durant cette période.

### 3- L'instabilité de la fonction de détermination

#### salariale et ses applications économétriques:

Nous venons de montrer que l'hypothèse d'instabilité généralisée de la fonction de détermination des salaires devait être posée. Sur le plan économétrique, cela suppose que le modèle de détermination salariale ( $W = \sum B_i X_i$ ) doit être réestimé pour la période des contrôles ( $W_c = \sum B_{ci} X_{ci}$ ). C'est sous cette forme que Lipsey-Parkin (1970), Cousineau-Lacroix (1977) et Christofides-Wilton (1979) ont estimé l'impact des mesures de contrôles.

Cette méthode a tout de même l'inconvénient de ne pouvoir réduire à un test simple l'analyse économétrique de l'impact des contrôles, notamment lorsque le modèle de détermination salariale contient un nombre élevé de variables explicatives. Nous allons donc présenter quelques tests simples proposés dans la littérature pour isoler l'impact des contrôles.

L'hypothèse de rotation de la courbe d'arbitrage tel qu'illustrée au graphique 3, peut-être représentée, statistiquement, sous la forme suivante:

$$W_s - W_c = k (W_s - W_g) \quad (1)$$

où  $W_s$  est le taux d'accroissement de salaire prévisible sans l'imposition des contrôles selon la structure de détermination salariale prévalant avant la

période des contrôles,  $W_c$  est le niveau d'augmentation de salaire observé,  $W_g$  est la norme gouvernementale.

Ce test nous permet d'estimer  $k$ , que l'on peut désigner comme étant le coefficient d'efficacité de la CLI (Commission de Lutte contre l'Inflation). La capacité de la Commission à attirer les ententes salariales autour de la norme sera d'autant plus grande que  $k$  sera près de 1.

Chritofides et Wilton (1979) ont cherché à estimer  $k$  pour le Canada et ont montré que  $k$  variait, pour le secteur privé, selon que  $W_g$  opère comme un salaire plafond ( $W_s > W_g$ ) et selon que  $W_g$  joue le rôle de plancher ( $W_s < W_g$ ). En effet, pour le secteur privé, ils obtiennent un  $k$  égale à 0.529 (écart-type = .021) lorsque  $W_s$  est supérieur à  $W_g$ , et à -1.517 (écart-type = .0613) lorsque  $W_g$  joue le rôle de plancher. On peut donc remettre en cause la contrainte selon laquelle la nouvelle relation de Phillips doit passer par le point C. (voir graphique 2)

Dans ce sens, Reid (1979) présente une version plus complète de l'hypothèse de rotation. La relation prend la forme suivante:

$$W_s - W_c = -d + k (W_s - W_g) \quad (2)$$

où, maintenant,  $d$  représente le déplacement de la courbe de Phillips le long de l'ordonnée. En posant  $W_s$  fonction linéaire de  $n$  variables, nous obtenons:

$$W_s = \sum_{i=1}^n B_i X_i \quad (3)$$

en substituant (3) dans (2), nous avons

$$W_c = k W_g + \sum_{i=1}^n (1 - k) B_i X_i + d + u \quad (4)$$

en conséquence,

$$W_t = \sum_{i=1}^n B_i X_{it} + D k \sum_{i=1}^n B_i X_{it} + D k W_{gt} + D d \quad (5)$$

où  $D$  est égale à 1 pour la période des contrôles.

Utilisant des données trimestrielles américaines, Reid (1979) obtient dans le cas des Guideposts américains (64-67) que l'hypothèse de rotation n'est pas vérifiée. Ces mesures auraient eu, par ailleurs un effet dépressif général de l'ordre de 1,2 sur les taux d'accroissement des salaires. Pour les contrôles sous l'administration Nixon, l'effet est inverse, l'hypothèse de rotation étant fortement appuyée; de plus, contrairement au cas précédent aucun déplacement significatif de la relation de Phillips vers la bas n'a été observé.

#### 4- Etudes empiriques sur l'effet des contrôles sur les salaires: le cas canadien.

La plupart des études sur les expériences américaines et britanniques de contrôles des prix et des salaires n'attribuent que peu d'effet à ces mesures. Puisque nous nous intéressons au cas canadien, nous sommes en droit de nous demander quel est le consensus qui se dégage des études canadiennes sur le sujet.

Les résultats de quatre études sur l'impact des contrôles sur la détermination des salaires au Canada (Cousineau- Lacroix (1977), Auld- Christofides- Swidinsky- Wilton (1979b), Christofides- Wilton (1979), Reid (1979)) convergent dans le sens d'une relative efficacité des contrôles canadiens à réduire le niveau d'inflation salariale. Ces études concluent à un effet allant entre -3.4% et -4.4% sur les salaires du secteur public par année et de -1.7% à -3.8% sur les salaires du secteur privé. Le tableau 1 tiré de Christofides- Wilton (1979), présente les principaux résultats de ces études.

Christofides et Wilton, utilisant des données

- tableau 1 -

Impact de la CLI sur les ententes salariales  
d'après les résultats de quatre études

	Moyenne d'erreur dans les prévisions		Déplacement du point d'interception	
	Secteur privé	Secteur public	Secteur privé	Secteur public
1. Auld, Christofides, Swindinsky et Wilton (1979b) Echelle microéconomique; 1977T3	-2.9%	-3.4%	-2.6% (11.6)	-2.2% (7.0)
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. 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)	-----
b) Echelle trimestrielle; gains horaires moyens; 1977T2	-----	-----	-2.7% (1.5)	-----

Tiré de Christofides et Wilton (1979), p. 91.

microéconomiques sur les ententes salariales fournies par Travail Canada, s'étendant jusqu'à la dissolution de la Commission de Lutte contre l'Inflation, concluent en un fort impact des contrôles de l'ordre de -3.8% et de -4.4% sur les niveaux de salaires négociés par année pour les secteurs privé et public respectivement.

Leur modèle de détermination salariale relie  $W_t$ , le pourcentage annuel du taux de salaire de base de l'entente signé en  $t$ , à un indice d'anticipation de l'inflation prédit à l'aide d'un modèle de détermination récursif des prix, à un indice du rattrapage nécessaire pour compenser la perte de revenu réel due à l'inflation non-anticipée, et à un indice des tensions sur le marché du travail soit un indice du taux de postes vacants régionalisé.

Leurs conclusions confirment celles d'une étude antérieure relativement similaire (mais portant uniquement sur les 2 premières années du Programme de lutte à l'inflation) qu'ils ont présentée en collaboration avec Auld et Swindinsky (1979b).

Cousineau et Lacroix (1977) ont utilisé, pour leur part, les moyennes trimestrielles des variations des taux de salaires de base contenus dans les nouvelles ententes salariales visant 500 employés et plus, pour les 18 premiers mois du programme. Ils sont arrivés à la conclusion que pour ce qui est du programme canadien et de la période considérée, les contrôles semblent avoir conduit à l'effet désiré sur les salaires. Telle que mesurée par la méthode de prévision, la réduction des augmentations de salaires se chiffre à 4.3 points de pourcentage en moyenne (non pondérée) pour le secteur public et à 1.7% pour le secteur privé.

Reprenant les préoccupations des études de Lipsey et Parkin (1970) et Oi (1976), les deux auteurs ont tester l'hypothèse de rotation de la courbe de

Phillips, l'existence d'un effet pervers des contrôles et l'instabilité de la fonction de détermination des salaires avant les contrôles. Leur résultat leur permettent de rejeter l'existence d'effet pervers des contrôles et l'hypothèse de rotation de la courbe de Phillips pour le secteur privé. Finalement Cousineau et Lacroix rejettent la possibilité d'un gonflement des salaires avant les contrôles en prévision de ceux-ci, les auteurs rappellent, en effet, que le gouvernement libéral venait de se faire élire sur la promesse de n'imposer aucun gel des revenus lorsque la politique de lutte à l'inflation a été annoncée; les mesures de contrôles n'ont pu être anticipées que de quelques mois et rien ne prouve que les salaires ont été plus élevés durant cette période.

Enfin, Reid (1979), à l'instar de Cousineau-Lacroix, a utilisé un modèle liant les accroissements salariaux fonction uniquement de l'état du marché du travail et des anticipations de prix. Il a analysé les variations de salaires dans le secteur privé uniquement, et ce pour la période allant jusqu'à 1977 T2. Les résultats obtenus par Reid(1979), comme le montre le tableau 1 ne sont pas très différents de ceux de Christofides et Wilton, venant ainsi confirmer les résultats des trois autres études.

#### 5- L'efficacité des contrôles: une révision des critères.

Les études canadiennes sur l'impact des mesures des contrôles sur les taux d'augmentation de salaires, nous amènent à conclure que "la CLI a exercé un effet indirect important sur l'inflation des salaires en faisant baisser le niveau des ententes salariales au-dessous de ce qu'il aurait pu être autrement"; soit de -3.8% et -4.4% annuellement pour les secteurs privés

et publics selon l'étude la plus complète (Christofides et Wilton (1979)). Ces résultats se situent bien au-dessus de ce qu'un observateur prudent pouvait espérer, selon Lipsey (1977), à la lumière des expériences américaines et britanniques.

Devons-nous conclure que les contrôles au Canada ont été efficaces ? Surtout, peut-on prétendre qu'ils soient souhaitables ? Pour répondre à ces questions, il importe de fixer des critères d'efficacité et de souhaitabilité des contrôles. Or, pour définir ces critères, il faut, à l'évidence, préciser ce que l'on attend d'eux.

Dans la décennie qui a précédé la publication de l'article de Lipsey et Parkin (1970), le gouvernement britannique avait maintes fois utilisé des politiques de revenus. Le recours à de telles politiques était justifié de la manière suivante: puisqu'en situation normale de marché, l'évolution des prix a tendance à suivre celle des salaires, on espérait pouvoir réduire l'inflation des prix en contraignant les augmentations salariales. Dans un tel contexte, la réduction des accroissements salariaux était le principal objectif visé. Plus les salaires étaient contraints, plus les contrôles étaient efficaces.

La méthodologie des études sur le sujet a été beaucoup inspirée par ce critère. Pour estimer l'impact des contrôles sur les prix et les salaires, les auteurs ont estimé des modèles de prévision permettant de comparer l'évolution des prix pendant la période des contrôles avec ce qui aurait été prévisible s'ils n'avaient pas été imposés.

Parmi ces études, nous avons souligné l'importance de celle de Lipsey et Parkin (1970) qui a grandement contribué à remettre en cause la pertinence de l'action gouvernementale. Ils ont montré que les politiques de revenus pouvaient avoir l'effet pervers d'augmenter



plutôt que de réduire l'inflation salariale tout en rendant plus difficile l'action d'une politique restrictive en faisant pivoter la relation de Phillips. Les études canadiennes, fortement inspirées par cet article, ont utilisé une approche et des tests relativement similaires. Les résultats et les conclusions vont, par ailleurs, à l'opposé de celles de Lipsey et Parkin.

Mais les économistes sceptiques vis-à-vis des contrôles ont vite fait d'opposer aux théories d'inflation par l'offre, une approche plus monétaire. Même si les mesures de contrôles permettent de réduire l'inflation salariale, elles ne peuvent diminuer l'inflation à long terme, celle-ci étant déterminée par la politique monétaire. On perçoit, maintenant, les politiques de revenus, beaucoup plus, comme une politique d'appoint à une politique monétaire stricte. Son rôle serait plutôt que réduire l'inflation par l'offre, de réduire le coût d'une politique de déflation en diminuant la rigidité dynamique des salaires.

Dans un tel contexte, le critère d'efficacité des contrôles résiderait dans la capacité de ceux-ci à modifier la détermination des salaires dans ce sens. A notre connaissance, aucune étude n'a permis de tester cette présomption. Les études dont nous avons fait mention dans ce chapitre, n'ont intégré dans leur modèle aucun système de retard susceptible de nous informer sur l'évolution des rigidités salariales en période de contrôles. Nous tenterons de spécifier dans le chapitre suivant un modèle cohérent avec cette nouvelle approche.

## II - LA RIGIDITE DYNAMIQUE DES SALAIRES

---

L'existence d'une rigidité dans la dynamique salariale et l'insensibilité des salaires aux émergences cycliques d'offres excédentaires de travail ont été l'objet de nombreuses controverses entre les différentes approches économiques. Notre propos, dans ce chapitre, n'est pas de trancher dans les pour et les contre de chacune des approches ou d'apporter une contribution originale à la question; nous nous proposons, plutôt, de rappeler les fondements néo-keynésiens de la rigidité dynamique des salaires et de voir comment l'on peut proposer un modèle de détermination des salaires cohérent avec l'existence de rigidités salariales.

### 1 - Keynes et les classiques:

---

Chez les classiques, le salaire réel doit être égal au produit marginal du travail et doit être juste suffisant pour attirer sur le marché tout le volume de main-d'oeuvre effectivement employée. L'équilibre des marchés assure en tout temps le maintien du salaire réel au niveau compatible avec un taux de chômage involontaire nul. Le niveau d'emploi est ici déterminé par le niveau des salaires réels.

Dans le modèle classique, il existe une offre de main-d'oeuvre prête à vendre ses services pour chaque niveau de salaire réel  $W/P$ . Tous les travailleurs sont indifférents entre une baisse de leur salaire nominal et une hausse proportionnelle du niveau des prix: il y a homogénéité de la fonction d'offre de travail par rapport au niveau de prix et de salaire et absence d'illusion monétaire.

Ainsi, les critiques des positions keynésiennes s'expliquent mal l'inflexibilité à la baisse des salaires nominaux. L'illusion monétaire ne trouve aucun fondement dans la rationalité économique,

propose-t-on.

Rejetant le modèle classique, Keynes expose dans sa "Théorie Générale", ses arguments en faveur d'une rigidité à la baisse des salaires. Ses arguments sont présentés de manière intuitive; sans doute est-ce pour cette raison qu'ils ont peu frappé l'imagination de ses successeurs qui pour beaucoup d'entre-eux ont supposé que l'insertion de l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires n'était justifiée que par des considérations empiriques.

La littérature keynésienne (voir Lipsey, 1981) propose l'existence non pas d'un marché unique et d'une main-d'oeuvre homogène, mais de plusieurs marchés et de différentes catégories de main-d'oeuvre offrant leurs services à plusieurs marchés du travail imparfaitement liés entre-eux. Le comportement de chaque unité de travail vise à défendre ses avantages salariaux et ses droits acquis par rapport aux autres unités de travail. Ce comportement permet à chaque groupe de tirer partie au maximum des conditions générales de l'économie.

Dans un tel contexte, lorsque les négociations sont multiples et désynchronisées, une diminution du revenu réel ( $W/P$ ) causée par une diminution généralisée des salaires nominaux ( $W = \sum a_i w_i$ ) est différente dans ses effets transitoires d'une baisse proportionnelle de  $W/P$  causée par une augmentation du niveau général des prix ( $P$ ). La hausse des prix a un effet généralisé sur le salaire réel sans perturber les salaires relatifs; alors que dans le premier cas, la désynchronisation des négociations salariales forceront une modification des rapports entre les salaires des différents marchés et groupes de travailleurs jusqu'à ce que le nouvel équilibre soit atteint.

Comme nul ne peut prévoir quel sera le nouvel équilibre et qu'une diminution trop forte du salaire nominal pour un groupe de travailleurs se traduira par

une diminution importante du revenu absolu et relatif, chaque unité de travail tentera de protéger, et si possible de faire progresser leur salaire par rapport aux autres groupes.

Pour Keynes, il semble peu probable que les travailleurs réduisent sensiblement leur offre de travail à la suite d'une hausse générale des prix, le coût de la vie étant un phénomène lointain, apparamment au-delà du contrôle du travail organisé, certainement au-delà de celui d'une simple unité de négociation. Mais chaque groupe de travailleur résistera à une diminution du salaire nominal afin d'éviter une réduction relative des salaires réels. Ce comportement n'est pas forcément le fruit d'une illusion monétaire.

## 2 - Salaire réel et salaire relatif

Considérons deux visions des mécanismes de détermination des salaires. Ces deux visions ne sont pas inconciliables l'une de l'autre; mais, pour des raisons de présentation nous les analyserons séparément. La première met l'emphasis sur le salaire réel. Pour les travailleurs, ce qui importe est l'évolution de leurs revenus monétaires par rapport au coût de la vie; pour l'entreprise, c'est l'évolution du coût de la main-d'oeuvre par rapport au prix de vente de son produit. Ainsi, les anticipations inflationnistes seront essentielles pour déterminer l'évolution des salaires tout au long de la durée de la convention collective. La seconde approche met l'emphasis sur le niveau de salaire relatif. Ce qui importe aux travailleurs est l'évolution de leur rémunération monétaire par rapport aux travailleurs des autres entreprises. Ainsi, l'anticipation quant à l'évolution des salaires des autres travailleurs sera une variable déterminante des exigences salariales.

Comment ces deux approches permettent d'expliquer la rigidité dynamique des salaires ?

Pour l'approche du salaire réel, une part de la rigidité salariale réside dans l'élaboration des anticipations. En situation d'incertitude sur l'évolution future des prix, les anticipations peuvent prendre du temps à changer, contribuant à ralentir le processus de déflation salariale.

La deuxième explication des rigidités vient de l'existence d'une variable de rattrapage qui tient compte de la possibilité pour les travailleurs d'être compensés pour les variations non-anticipées des prix. Ainsi, les accroissements de salaires peuvent être maintenus élevés pour compenser les effets d'une inflation élevée non prévue. Les effets d'un "choc inflationniste" pourront se perpétuer longtemps.

La capacité d'explication du phénomène de rigidité salariale est plus puissante par l'approche du salaire relatif. Pour s'en convaincre, reprenons un exemple simple (Ridell, 1982). Imaginons deux entreprises A et B, contractant toutes deux avec leurs travailleurs respectifs pour une période de deux ans; l'entreprise A signant aux années paires, l'entreprise B aux années impaires. Posons, maintenant, qu'à la veille d'une renégociation de l'entreprise A, un changement conjoncturel survient justifiant une réduction dans l'accroissement du salaire réel.

Selon la première approche, les salaires réels des travailleurs de la firme A, se rajusteront dès la renégociation, ceux de la firme B, lors de la fin de leur convention collective, l'année suivante. Les rigidités seront dans cette perspective, fonction de la durée des conventions collectives et de la rigidité de celles-ci pendant leur durée de vie. On doit s'attendre à ce que l'ajustement se fasse progressivement au fur et à mesure des nouvelles

renégociations et des réouvertures de contrats.

Par l'approche du salaire relatif, le processus diffère. Dès l'ouverture de la négociation, les travailleurs de la firme A résisteront à toute diminution de leur salaire relatif ( par rapport au salaire de B fixé encore pour un an). Chance est que le salaire negocié soit plus élevé que dans la simulation précédente. Les travailleurs de B, agiront pareillement, l'année suivante. L'ajustement souhaité ne sera obtenu qu'après plusieurs renégociations successives. La vitesse d'ajustement dépendra de l'importance des salaires relatifs dans la détermination des salaires et du rôle dépressif que pourra exercer, éventuellement, l'accroissement du chômage.

L'introduction du salaire relatif dans le mécanisme de détermination salariale est donc un élément important de l'explication keynésienne du chômage involontaire et de la rigidité des salaires.

### B - Rigidité salariale: analyses microeconomiques.

L'observation du fonctionnement des mécanismes de détermination des salaires souligne certains faits que les modèles microeconomiques de négociation collectives ont quelques difficultés à expliquer

1) Dans le processus de négociation, l'état de la demande a un effet limité sur les hausses salariales. Le niveau de salaire dans les entreprises concurrentes ont, par ailleurs, une grande importance.

2) Les conventions collectives prévoient très peu de réajustement dans les ententes en fonction de l'évolution de la conjoncture durant la période du contrat. Les clauses d'indexation en étant la seule exception majeure.

3) Est accordée à l'employeur une vaste discrétion quant à l'évolution de l'emploi.

4) Les travailleurs ont tendance à résister à toute diminution de leur acquis en période de contraction même si cela implique un accroissement de la probabilité de devenir chômeur; alors, qu'ils cherchent à traduire toute poussée de la demande en hausse salariale.

Nous nous proposons, ici, de revoir quelques unes des approches microéconomiques qui ont tenter de fournir quelques éléments d'explication. Notons qu'elles y réussissent bien inégalement.

a) Les modèles de recherche d'emploi:

L'intérêt des modèles de recherche d'emploi est d'avoir fourni une base générale permettant d'expliquer l'introduction du salaire relatif dans la fonction d'utilité des travailleurs.

Les marchés de main-d'oeuvre sont un constant flux de travailleurs. Le nombre de ces travailleurs pour chaque entreprise change au gré des mises à pied, des engagements, des départs volontaires de travailleurs à la recherche de meilleurs emplois ou à la retraite (voir Mortensen, 1970).

Un offreur de travail prospectant le marché de l'emploi a, au départ, une idée relativement imparfaite des emplois et des salaires qui peuvent s'offrir à lui. Compte tenu de son ignorance, il est généralement proposé qu'il prospectera au hasard jusqu'à ce qu'il trouve un emploi qui le satisfasse. Ici, la probabilité que l'individu choisisse de travailler pour l'entreprise  $i$ , dépend du salaire offert par l'entreprise  $i$  ( $W_i$ ) en comparaison du salaire moyen versé dans les autres entreprises concurrentes sur le marché ( $W_m$ ) qui reflète le salaire auquel il peut

aspirer en moyenne, et d'un indice de tension sur le marché du travail ( $U$ ). Parallèlement, ces variables peuvent expliquer le taux de départ des employés vers d'autres entreprises. Il découle de ce modèle que la croissance du stock de main-d'oeuvre disponible sera contrainte par l'offre de travail fonction de  $W_i$ ,  $W_m$  et  $U$ .

$$L_i^s = F(W_i, W_m, U)$$

Il est important de noter que cette formulation s'oppose au modèle walrasien classique, où dans un marché à information parfaite les entreprises sont des 'price-takers'. Ici, bien que le marché soit essentiellement compétitif, les entreprises peuvent, compte tenu de l'information imparfaite du côté de l'offre, se comporter jusqu'à un certain degré comme des monopsonneurs. Ainsi, chaque entreprise trouve dans sa politique salariale, un important outil pour assurer son embauche. Sa stratégie devra néanmoins tenir compte de l'évolution des salaires relatifs.

Sur la base du modèle de recherche d'emploi, Mortensen (1970) a présenté une théorie dynamique du salaire et de l'emploi. Il est posé que

"Since each firm is a monopsonist in the sense that it must raise its own wage to the average wage in the industry in order to increase the net flow of workers to it, the typical firm faces an intertemporal choice problem. The solution to this problem yields a decision rule that dictates the optimal current wage offer."

Bien que ce modèle puisse expliquer l'introduction du salaire relatif dans les équations salariales, il n'est pas parvenu à expliquer de manière valable, à notre avis, l'existence en période de contraction monétaire d'un fort chômage involontaire. En effet, le modèle à la Mortensen ne considère pas l'éventualité de mises à pied. L'entreprise en situation d'excédent de main-d'oeuvre, devrait, plutôt que de procéder à des mises à pied, provoquer la baisse de son stock de



main-d'oeuvre en augmentant son taux de roulement par une baisse de salaire. La seule explication possible du chômage involontaire en période de déflation, réside dans l'augmentation durant cette période des départs volontaires.

Dans la même inspiration, le modèle "des îles" à la Phelps (1970) propose que les individus d'un groupe de négociation voyant leur salaire diminuer par rapport à ceux des autres entreprises auraient une plus grande propension à quitter leur employeur, persuadés que les conditions d'embauche sont plus favorables ailleurs. Ce n'est qu'en cherchant un nouvel emploi que les réelles conditions du marché se révèlent. Cette vision peut-être fortement contestée, puisqu'elle propose que les travailleurs se trompent systématiquement sur les conditions de l'emploi en période de récession. Il n'est pas plus évident que le taux de départ volontaire s'accroît en basse conjoncture.

En fait, le défaut de ce modèle est de supposer qu'en tout temps l'entreprise possède le contrôle sur l'évolution du salaire nominal. Dans la réalité, la situation est bien différente; outre les périodes de renégociation de contrat, l'entreprise doit se tenir dans la stricte entente stipulée par le contrat salarial. Pour comprendre pourquoi les contrats salariaux fixent les revenus monétaires et laisse l'emploi à la discrétion de l'employeur nous devons nous pencher sur la théorie des contrats de travail.

#### b) Théorie des contrats implicites:

La théorie des contrats implicites propose qu'il existe à l'intérieur des contrats de travail fixant les conditions futures d'embauche, un contrat implicite d'assurance contre les variations de revenus.

Le modèle propose que travailleurs et employeurs

ont une aversion différente au risque. Les travailleurs sont très dépendants de leur capital humain pour assurer leur bien-être, ne pouvant détenir plusieurs emplois simultanément, ils ne peuvent répartir le risque inhérent à la firme. Contrairement aux travailleurs, les actionnaires peuvent se protéger en diversifiant leur portefeuille.

La théorie des contrats implicites soumet que l'attitude différente face au risque entre les deux parties permet d'expliquer l'existence de contrat de long terme, et particulièrement ceux contenant des taux de salaire fixes et un niveau d'emploi variable.

Malgré les efforts d'Azariadis (1975, 1979) pour démontrer, sous certaines conditions, l'infériorité des contrats de plein-emploi, l'explication du sous-emploi basée sur la théorie des contrats implicites et l'aversion différenciée face au risque entre les parties, n'a pas été persuasive. Certains auteurs (voir Negishi, 1979) ont, en effet, contesté les résultats d'Azariadis. En posant l'évolution de l'emploi comme une fonction inverse du niveau de salaire comme le suppose l'équilibre walrasien sur le marché du travail, Negishi montre que l'équilibre de plein-emploi est optimal. Il est, en effet, paradoxale qu'un employeur risco-phobe puisse préférer un système caractérisé par soit un haut salaire ou soit un salaire nul (chômage), à un système à salaire variable mais mitigé. De plus, la théorie des contrats implicites n'explique pas pourquoi les contrats salariaux demeurent fixés en termes monétaires plutôt qu'en termes réels.

Si la théorie des contrats implicites offre des voies intéressantes de recherche, nous croyons plus prometteur dans le cadre de ce travail de nous attarder à d'autres aspects de la théorie des contrats de travail.

c) Contrats efficaces et incertitude:

Nous savons que pour chaque état de la nature, il existe un arbitrage entre le niveau de salaire  $W_i$  exigé à l'employeur et la probabilité  $p$  de se retrouver en chômage. Compte tenu des préférences de ces membres, il existe, pour chaque état de la nature, une combinaison  $(W_i, p)$  qui maximise l'utilité collective du syndicat. Si tous les états de la nature sont mutuellement observables, les contrats entre patrons et syndicats stipuleront pour chaque état de la nature les niveaux  $W_i$  et  $L$  optimaux.

Mais lorsque l'état de la nature est non observable par au moins une des deux parties, certains ont proposé qu'il est plus efficace qu'une des deux parties prenne l'entière liberté quant aux décisions de production et d'embauche. Dans ce sens, reprenons le modèle de Hall et Lillian (1979).

Supposons que les changements dans la demande peuvent être caractérisés par une variable aléatoire  $x$ , tel que la fonction de revenu de la firme soit donnée par  $R(L, x)$ , ( $L$  est l'emploi). Parallèlement, posons  $z$  la variable aléatoire marquant les fluctuations dans le coût d'opportunité du travail,  $V(L, z)$ . Pour toutes les valeurs de  $x$  et  $z$ , le niveau optimal d'emploi  $L_s(x, z)$  doit être défini tel que le revenu marginal du travail égale le coût marginal d'option du travail.

$$dR(L, x)/dL = dV(L, z)/dL$$

L'objectif de la négociation sera de distribuer le surplus et de déterminer le niveau de la compensation  $B$  versée au travail. Or lorsque l'état de la nature, soit le niveau de  $x$  ou de  $z$ , est non observable, Hall et Lillian proposent que la compensation  $B$  ne saurait être dépendante de  $x$  ou  $z$ . L'observation de l'état du marché du travail et de la demande exigeant des

investigations coûteuses aux résultats contestables par les parties. (L'existence de clauses d'indexation est une exception qui est facile à comprendre, l'IPC étant une statistique fiable et reconnue par tous.) De plus, un des agents pourrait agir sur la perception que l'autre a de ces paramètres menant à une situation qui lui serait avantageuse, mais non efficiente.

Pour être efficiente la compensation doit être fonction d'une variable mutuellement observable et connue. Les auteurs proposent  $L$ , soit le niveau d'emploi. Le profit de la firme sera donné par  $R(L, x) - B(L)$ , le bien-être des travailleurs par  $B(L) - V(L, z)$ . Pour être efficient le niveau d'emploi  $L^*(x, z)$  doit être tel que

$$R'(L, x) = B'(L)$$

et  $V'(L, z) = B'(L)$

Hall et Lillian propose donc deux solutions. D'une part  $B(L)$  peut être fixé comme égale à  $B_0 + V(L)$ , où  $B_0$  est un montant fixe payé aux travailleurs indépendamment du niveau d'emploi. Ici, le bien-être du syndicat est indifférent à tout changement dans  $L$ , ce dernier laissera à l'administration l'entière liberté d'apprécier l'état de la nature et de déterminer l'emploi. L'autre possibilité propose, à l'inverse, que ce soit le syndicat qui détermine l'emploi  $B(L) = R(L) - B_0$ . Cette hypothèse est rejetée.

Les fluctuations dans le coût d'opportunité du travail sont relativement faibles en comparaison des fluctuations dans la demande de l'entreprise. Pour cette raison, il sera plus facile de déterminer un contrat efficient approximatif sur la base des anticipations quant à l'évolution du coût d'opportunité du travail.

Ce modèle permet donc d'expliquer l'importance des salaires existants dans le reste de l'industrie dans la

détermination des salaires, tout en explicitant pourquoi l'employeur peut unilatéralement décider du niveau d'emploi.

d) Syndicats et contrats de travail:

Il serait incomplet de discuter de rigidité dynamique des salaires sans parler du rôle institutionnel du syndicat. On reconnaît que le syndicat possède un pouvoir de monopoleur, et qu'il utilise ce pouvoir dans le but d'optimiser la fonction d'utilité de ces membres. Plusieurs études ont tenté de décrire cette fonction et d'expliquer le comportement syndical.

Dunlop (1944), dans un article classique, définit le syndicat comme "composé de salariés dans un marché particulier, présentement employés ou souhaitants travailler sous certaines conditions, qui ont formé une entreprise dont les représentants agissent comme agents collectifs." Dunlop suppose que l'objectif du syndicat est de maximiser le revenu total de ses membres. Cette hypothèse a été contestée puisqu'elle suppose que le niveau d'emploi devrait être fixé au point où le revenu marginal du travail est nul.

Negishi (1979) propose de pondérer le revenu de chaque membre de manière à accorder plus de poids dans la décision aux travailleurs seniors. Les membres seniors ayant une plus grande sécurité d'emploi et un pouvoir politique plus grand dans les décisions syndicales par rapport aux membres juniors qui ont une moins grande sécurité et à plus fortes raisons par rapport aux membres chômeurs. Une telle hypothèse mène à une asymétrie dans le comportement syndical face aux augmentations ou aux baisses de la demande.

Cette asymétrie peut aussi s'expliquer de la manière suivante. Le syndicat est un organisme dont le comportement est déterminé selon le sentiment

majoritaire de ses membres. Ainsi, la volonté du syndicat correspond à celle du voteur médian. Ceci fait opposition au système de libre concurrence où le taux de rémunération est déterminé par le travailleur marginal. Or, le travailleur médian possède de nombreux privilèges en comparaison du travailleur marginal. Pour chaque niveau de salaire, la probabilité d'être mis à pied n'est pas égale entre les travailleurs. La sécurité d'emploi augmente avec la seniorité, les plus anciens employés étant les derniers à être mis à pied et les premiers à être réengagés.

Le travailleur médian sera réticent à réduire son salaire en période de compression, entendu qu'une réduction de salaire n'affectera que très peu sa probabilité d'être mis à pied. Mais à l'inverse, il préférera traduire l'expansion économique en hausse de revenu.

Une approche, cette fois-ci, plus politique permet aussi d'aller dans ce sens. Il est possible de concevoir que les chefs syndicaux orientent leurs décisions en fonction de l'objectif de se maintenir au pouvoir. Dans ce modèle politique, les leaders syndicaux doivent montrer qu'ils sont les meilleurs (ou assurément pas moins bons que les autres). Nous devons donc nous demander aux yeux de quels critères l'establishment syndical serait jugé. Puisque l'emploi est généralement contrôlé unilatéralement par l'employeur, le critère de performance serait grandement basé sur l'évolution du niveau de salaire (surtout par rapport aux autres unités syndicales). Ainsi, politiquement la protection du salaire relatif peut être un des objectifs essentiels du comportement syndical.

Ainsi, nous avons vu qu'il existe de bonnes raisons de croire en l'existence de rigidités

dynamiques des salaires. Ces rigidités s'expliquent par

1) la possibilité de compenser en partie les pertes dues à une hausse non anticipée des prix (rattrapage).

2) la persistance dans les anticipations inflationnistes;

3) mais, surtout par l'introduction dans la fonction de détermination salariales des salaires versées dans les entreprises concurrentes, soit le coût d'option du travail.

Le but de notre travail, rappelons-le, n'est pas de formuler un nouveau modèle théorique de détermination des salaires explicitant le phénomène de rigidités salariales. Certaines contributions, comme nous venons de le voir ci-haut, nous permettent de mieux comprendre de quoi sont fonction ces rigidités et comment l'on peut justifier leur existence. Notre intention est plutôt de formuler et d'estimer un modèle empirique qui puissent tenir compte explicitement de ces rigidités.

Nous croyons possible de se faire en reprenant les modèles microéconomiques traditionnelles et en rajoutant dans la spécification les variables de retombées salariales reflétant l'évolution du salaire relatif. Nous croyons que cet apport peut contribuer à l'analyse de l'impact des mesures de contrôles.

### III- CONTROLES DES SALAIRES ET DE DETERMINATION DES SALAIRES:

---

Cette section empirique se veut un test de l'hypothèse selon laquelle les contrôles accélèrent le processus de déflation, en amenant les salaires à décroître plus rapidement que n'auraient pu le permettre les mécanismes habituels de marché. Cette présomption suppose qu'il existe une inertie dans le mécanisme de détermination des salaires qui réduit la sensibilité des augmentations salariales à la conjoncture. Ainsi, il nous faut, d'une part, démontrer l'existence de telles rigidités en périodes hors-contrôles; et de montrer d'autre part dans quel sens ces rigidités sont affectées par l'imposition de contrôles salariaux.

Dans ce sens, nous avons montré, sur le plan théorique, l'importance de l'évolution des salaires relatifs dans la détermination des salaires négociés et le rôle essentiel joué par les variables de retombées salariales dans l'explication des ententes salariales et de la rigidité dynamique des salaires.

Cette présomption est à la base de la pensée keynésienne.

"Puisque la mobilité de la main-d'œuvre est imparfaite et puisque les salaires ne tendent pas à établir une exacte égalité d'avantages nets dans les divers emplois; tout individu ou groupe d'individus qui consent à une réduction de ses salaires nominaux par rapport à ceux des autres individus ou groupes d'individus subit une réduction relative de salaire réel, qui suffit à justifier sa résistance."

J. M. Keynes, Théorie générale, chap. 2

Sur le plan statistique, on comprendra que la rigidité dynamique des salaires sera d'autant plus importante que la sensibilité des salaires négociés face aux ententes passées sera grande et persistente dans le temps. Dans un tel cas, le mécanisme d'ajustement des salaires à la conjoncture sera un



processus lent d'adaptation. Le modèle que nous allons maintenant proposer nous permet de mesurer cette sensibilité aux ententes antérieures et sa persistance dans le temps.

1 - Spécification du modèle :

Nous avons retenu pour fin d'estimation, une spécification qui inclut

1) les variables généralement utilisées dans le cadre de l'hypothèse du salaire réel (y compris une variable de rattrapage);

2) une mesure de l'évolution du salaire relatif, par l'introduction des effets de retombées salariales comme élément de rigidité salariale;

3) des variables pour tenir compte de l'effet discriminatoire des contrôles.

Pour tenir compte de l'évolution des tensions sur le marché du travail, nous avons retenu l'inverse de la moyenne sur les 4<sup>ème</sup>, 5<sup>ème</sup> et 6<sup>ème</sup> mois précédant la signature de la convention du taux de chômage chez les hommes entre 25 et 54 ans (1/UH).

La variable tenant compte de l'évolution de l'inflation anticipée est la même que celle utilisée par Cousineau-Lacroix (1977), soit la moyenne du taux d'inflation annuel, des 4<sup>ème</sup>, 5<sup>ème</sup> et 6<sup>ème</sup> mois précédant la signature de la convention, élevée au carré. Cette variable a été retenue parce qu'elle était simple à estimer et parce qu'elle fournissait des résultats stables.

Un indice d'accroissement annuel de l'indice des prix de vente de l'industrie est introduit (PV). Cette insertion permet de tenir compte de l'écart entre les prix de vente de l'industrie et le taux général d'inflation tout en permettant d'internaliser l'effet des contrôles des prix de vente de l'industrie par la

Commission, sur les accroissements salariaux. Selon la loi instituant la Commission de Lutte contre l'Inflation, celle-ci devait dans le cadre de ces activités limiter, en plus des salaires, le mouvement des prix par le contrôle des marges bénéficiaires.

"Les hausses de prix devaient être limitées à l'équivalent des hausses de coûts et des bénéfices, ces derniers devaient correspondre intégralement à ceux réalisés au cours de la période de base de la compagnie ou à 95 pour cent de la marge de la période de base."  
(Historique de CLI, 1979)

Mais le contrôle des prix s'est largement reserré au cours des années du programme. Parallèlement au contrôle indirect sur les prix par les marges bénéficiaires s'est développé un système de préavis sur les hausses de prix. Touchant, au départ 117 entreprises, le système de préavis s'est élargi pour atteindre environ 300 entreprises. "Les fournisseurs devaient envoyer à la Commission un préavis pour toute augmentation de prix provoquant une hausse de 1.5 pour cent ou plus au cours d'un trimestre d'observation". L'objectif de ce contrôle était "d'obliger les quatre ou cinq principales entreprises d'un secteur à envoyer des préavis" (voir Historique de la CLI, p. 90-91). L'introduction d'un indice de croissance des prix de vente industriel permet de tenir compte de l'impact que ces contrôles ont pu avoir sur les niveaux d'augmentation de salaire.

Face à la variabilité de l'inflation, certains travailleurs ont cherché à se protéger par des clauses d'indexation. Pour tenir compte de cette éventualité, nous avons introduit une dichotomie (COLA) où la valeur  $i$  est donnée pour les unités de négociation choisissant une clause d'indexation. On s'entend à ce que dans un tel cas, les augmentations accordées soient inférieures toutes choses étant égales par ailleurs; les travailleurs acceptant de payer une prime contre le risque de perte du pouvoir d'achat

(Cousineau-Lacroix-Bilodeau, 1983)

Dans les contrats à long terme, il est très possible que le taux anticipé de croissance des prix, en début de contrat, diffère de celui réalisé. Dans ces conditions, il est possible que le salaire réel prévu en début de période ne corresponde pas à celui prévalant en fin de contrat. Il est proposé en pareille situation, qu'un contrat implicite entre patrons et syndicats assure une compensation partielle ou totale d'un contrat à l'autre pour les pertes encourues en termes réels (Auld et al. (1979a), Dussault-Lacroix (1982)).

Les mesures du rattrapage nécessaires dans les deux études précitées proposaient d'estimer l'écart entre le taux d'inflation anticipé et le taux d'inflation observé et d'appliquer annuellement sur la durée de la convention à venir le manque à gagner encouru sur la période de la convention précédente. La variable de rattrapage (R) utilisée dans la présente étude est quelque peu différente. Un élément est ajouté pour tenir compte de la possibilité qu'un ajustement ait eu lieu au cours du contrat précédent sous l'effet d'une clause d'indexation ou d'une entente implicite du genre. Cet ajustement est donné par l'écart entre l'accroissement de salaire effectif et l'accroissement de salaire négocié en début de contrat. (voir annexe pour le détail du calcul)

Une variable supplémentaire est ajoutée pour tenir compte des effets discriminatoires des contrôles, soit l'indice d'herfindal de concentration industrielle (HERFIND). Beaucoup d'économistes croient que les contrôles de prix devraient se limiter aux grandes entreprises. C'est ce qui a été décidé, d'ailleurs, par la loi instituant la Commission de Lutte contre l'Inflation canadienne. Parmi les effets pervers d'une

telle politique sur l'économie, on s'entend à ce que les industries concentrées soient contraintes plus fortement à réduire leurs hausses de prix, et en conséquence, les augmentations de salaires qu'il peuvent acceptées. L'introduction de l'indice Herfindal permet de tester cette hypothèse.

Il importe, maintenant, d'introduire une mesure de l'évolution des salaires relatifs. Pour résumer les travaux méthodologiques entrepris sur le sujet, disons que sur le plan statistique, l'hypothèse du salaire relatif s'exprime par une forte corrélation entre les variables de retombées salariales et les accroissements salariaux. En termes généraux, les retombées salariales sont mesurées par:

$$RSI = a \sum_{j=1}^J B_{ij} W_j \quad (1)$$

où  $W_j$  représente l'augmentation salariale négociée dans la  $j$  ième entente (dans le groupe de référence) précédant la signature de la convention  $i$ ,  $B_j$  est la pondération attribuée à la  $j$  ième entente et  $a$  est le coefficient des retombées dont la valeur dépend de la solidité du processus des retombées.

Il importe de spécifier, d'une part, le groupe de référence à utiliser pour chaque entreprise  $i$ , et d'autre part, de spécifier les  $B_{ij}$ , soit la pondération à attribuer à chacune des  $J$  ententes.

Dans un document sur les facteurs déterminants des ententes salariales négociées au Canada (1966-1975), Auld-Christofides-Swindwisky-Wilton (1979a) ont montré l'importance de la définition du groupe de référence. Les variables de retombées définies uniquement en fonction des zones géographiques donnent des résultats non satisfaisants. De plus, on n'a trouvé peu de supports empiriques, sinon aucune, à l'appui de l'hypothèse des industries-clé au Canada.

Reuber, 1970). Toutefois, les retombées salariales définies en fonction d'une classification industrielle similaire et dans une région délimitée, sont, de conclure les auteurs, fermement appuyées par les résultats empiriques. Compte tenu de l'importance de l'expérience spécifique, du coût important de la mobilité et des liens importants unissant les entreprises par la concurrence sur le marché des biens et du travail, c'est dans ce cadre que l'hypothèse des retombées salariales possède le plus de fondements microéconomiques (Dussault, Lacroix, 1982, 1983). Nous avons donc retenu la subdivision industrielle proposée par Auld et al. (1979a), soit 22 groupes pour le manufacturier, mais la division géographique a pu être plus détaillée dans la présente étude grâce à un nombre plus grand d'observations. Au total, l'échantillon a été subdivisé en 50 groupes de référence réunissant en moyenne 82 conventions collectives (allant de 23 à 292 conventions). Le détail de cette subdivision est présenté en annexe.

Finalement, il a été montré que les paramètres  $B_{ij}$ , soit la pondération à accorder aux  $j$  ièmes conventions collectives signées avant la convention  $i$ , dépendait des caractéristiques des conventions  $i$  et  $j$ . La spécification que nous avons retenue pour notre part, est relativement simple. Elle tient compte de la durée en mois écoulée entre les signatures de la  $j$  ième convention et de la convention  $i$  et du fait que la première ait été signée pendant la durée des contrôles:

$$B_{ij} = a_0 + a_1 * D_{ij} + a_2 * D_{ij}^2 + a_3 * C_j + a_4 * C_j * D_{ij}$$

où  $D_{ij}$ , est la durée en mois entre les conventions  $i$  et  $j$  et  $C_j$  est une dichotomique égale à 1, si la convention  $j$  a été signée pendant la période des contrôles.

Il a été démontré que l'impact d'une convention

sur une autre dépendait de la durée entre les signatures des deux conventions (Dussault-Lacroix(1982), Auld et al.(1979a)). Que la convention j ait été signée un mois avant ou un an avant peut faire une différence notable. Pour tenir compte de ces effets , ces auteurs ont utilisés un modèle diachronique de retombées salariales où les  $B_{ij}$  sont une fonction non-linéaire des  $B_{ij}$ .

Auld et al.(1979a) ont retenu, dans ce sens, une fonction du second degré. Ils obtiennent une courbe ascendante pour  $B_{ij}$ , pour les premiers mois, atteignant le point culminant vers le 12ième mois, puis un déclin dans les pondérations pour se situer à zéro au trente-et -unième mois, soit environ la durée moyenne des conventions.

L'introduction de la dichotomie  $C_j$  est, ici, très importante pour l'analyse économique. En effet, pendant la période des contrôles, l'interdépendance entre les accroissements salariaux n'a pas la même signification économique que durant les périodes habituelles. L'action de la Commission de contrôle tend à uniformiser les accroissements de salaire en les ramenant autour d'une norme. Si l'influence de la Commission est grande, une forte corrélation peut apparaître entre les salaires contrôlés. Cette corrélation n'est pas la confirmation de l'hypothèse du salaire relatif, elle représente plutôt l'influence de la Commission. On peut, tout de même, s'attendre à ce que les liens d'interdépendance entre les salaires négociés avant l'imposition des contrôles et ceux négociés après soient réduits; de telle manière que l'on peut poser que le coefficient  $a_0$  tende vers zéro durant la période des contrôles et que  $a_2$  soit significativement positif. A l'inverse, durant la période post-contrôles, on s'attend que les accroissements de salaires négociés durant les

contrôles (SPILL\*C) aient peu d'influence sur les ententes négociées après l'abolition des politiques de revenus. Statistiquement, on s'attend donc à ce que a3 soit négatif pour la période post-contrôles.

Nous obtenons, donc

$$SRI = a0 \sum_{j=1}^J W_j + a1 \sum_{j=1}^J W_j Di_j + a2 \sum_{j=1}^J W_j Di_j^2 + a3 \sum_{j=1}^J W_j C_j + a4 \sum_{j=1}^J W_j Di_j C_j$$

Nous noterons par souci de simplification

$$SRI = a0 SPILL + a1 SPILL*D + a2 SPILL*D^2 + a3 SPILL*C + a4 SPILL*C*D$$

où J est le nombre minimal entre 12 et le nombre d'observations disponibles dans le groupe de référence entre la date de signature de la présente convention et celle de la convention antérieure.

Nous nous proposons donc d'estimer l'équation suivante:

$$WOM = b0 + b1 1/UR + b2 INFL**2 + b3 PV + b4 R + b5 COLA + b6 HERFIND + b7 SPILL + b8 SPILL*D + b9 SPILL*D^2 + b10 SPILL*C + b11 SPILL*C*D + u$$

Où nous posons  $b1, b2, b3, b4, b7 > 0$ ,  $b5 < 0$ ,  $b6 < 0$  pour les entreprises contrôlées par la Commission,  $b10 > 0$  (pour la période des contrôles),  $b10 < 0$  (pour la période post-contrôles), on s'entend, finalement, à ce que  $b8$  et  $b9$  soient de signes opposés et que  $b7, b8$  et  $b9$  diminuent en période des contrôles. Nous expliciterons plus en détail nos attentes quant à l'impact des contrôles sur les coefficients des variables de retombées salariales dans les sections qui suivent.

La définition exacte des variables est énoncée en annexe.

Notons pour terminer que les données utilisées pour nos estimations proviennent de la banque d'information de Travail Canada. Il s'agit d'une bande informatisée contenant des informations sur les grandes conventions collectives de plus de 200 employés au Canada. Nous avons au total de 4952 observations allant de 1967 au premier trimestre de 1982. Notons que dans le cadre de cette étude nous nous sommes limités au secteur manufacturier, ce secteur étant plus syndiqué que les autres et déterminant dans l'établissement des prix à la consommation; de plus, des données supplémentaires nous sont disponibles pour le secteur manufacturier dont l'indice de prix vente et l'indice d'herfindal.

## 2- Impact sur les conventions couvrant

### 500 employés et plus:

Dans un premier temps, nous nous limiterons exclusivement aux établissements de 500 employés et plus. La raison est que les mesures de contrôles des salaires se sont limitées à ces unités de négociation de 500 employés et plus. Il est essentiel d'analyser d'abord et séparément les conventions assujetties au contrôle directe de la Commission.

Notons que pour ces établissements, nous avons des données privilégiées: ceux-ci devant obligatoirement rendre compte de leur ententes aux statisticiens de Travail Canada.

Suivant les recommandations des études précédentes sur le sujet, l'ensemble de la période a été divisée en trois parties: la période pré-contrôles, la période des contrôles proprement dite (15-10-75 au 31-3-78) et la période post-contrôles. Cette distinction est importante puisque la stabilité ne peut être posée à priori entre la période pré et post-contrôles et à plus



fortes raisons entre la période des contrôles et les périodes hors-contrôles. Nous avons donc estimé, pour les établissements de 500 employés et plus, 3 premières équations. Les résultats sont présentés au tableau 2.

a) Analyse des périodes hors-contrôles:

Les résultats obtenus pour les périodes hors-contrôles confirment la double hypothèse de faible sensibilité des salaires à la conjoncture et de forte dépendance des ententes négociées vis-à-vis les ententes passées.

La variable introduite pour tenir compte du degré de tension sur le marché du travail ne nous donne pas de résultats significatifs. Rappelons, pour ceux que ce résultat pourrait surprendre, que la variable utilisée dans nos estimations pour refléter le degré de tension sur le marché du travail ( $1/UH$ ) est celle qui est généralement utilisée dans les études macroéconomiques de détermination des salaires; et celle qui sur le plan statistique est la moins collinéaire avec les autres variables du modèle.

La variable d'anticipation de l'inflation fournit des résultats significatifs mais numériquement faibles. Compte tenu des niveaux d'augmentations salariales et d'inflation, nous obtenons des élasticités de .204 et .336 pour les périodes pré et post-contrôles respectivement. Avec une inflation hypothétique des prix et des salaires de 10%, nous obtenons des élasticités respectives de .34 et .28. Nous sommes loin de l'élasticité unitaire auquel s'attendent les modèles simples de hausses salariales. Pareillement, la variation de l'indice des prix de vente n'entraîne qu'un faible effet sur les salaires. Au total, nous pouvons conclure en une faible sensibilité des salaires à la conjoncture.

A l'opposé, plusieurs coefficients confirment

ESTIMATION POUR LES UNITES DE NEGOCIATION DE 500 EMPLOYES ET PLUS

VARIABLES	PERIODES D'ESTIMATION		
	PRE-CONTROLES (67I-75/10/14)	CONTROLES (75/10/15-78/3/31)	POST-CONTROLES (78/4/1-82I)
1/UH	3.411186 ( .5812)	29.714535 ** ( 2.4022)	4.696090 ( .4544)
INFL**2	.017209 ** ( 2.4386)	.036376 ** ( 5.3538)	.014339 ** ( 2.7023)
R	.334449 ** ( 7.8904)	.109117 ** ( 4.1987)	.401618 ** (13.7280)
CDLA	-1.451698 ** (-3.3528)	-1.298255 ** (-4.9395)	-1.830233 ** (-7.5388)
PV	.035846 * ( 1.7252)	.058278 * ( 1.6697)	.058242 ** ( 3.4491)
SPILL	.282545 ** ( 3.5715)	.261857 ** ( 2.7428)	.538648 ** ( 9.1196)
OPILL*D	.019457 ** ( 1.9674)	-.022872 ** (-2.5212)	-.007479 (-1.0621)
SPILL*D2	-.000402 (-1.2375)	.000686 ** ( 2.4740)	.000547 * ( 1.9121)
SPILL*C	-----	-.129157 (-1.6345)	-.145068 (-1.5183)
SPILL*C*D	-----	.007385 ( 1.1080)	-.005807 ( -.9078)
HERFIND	-.334157 ( -.1084)	-8.515431 ** (-4.3450)	.526773 ( .3554)
CONSTANTE	4.680110 ** ( 2.3272)	-753108 ( -3118)	2.680193 ( 1.2668)
N. OBS.	492	362	553
R	.4007	.51034	.57236
SSR	7649.84	1861.01	3188.87
F	37.08	35.27	68.16

\*\* significatif à 95%

\* significatif à 90% (ou unilatéralement à 95%)

l'existence d'une importante rigidité salariale. D'une part, la variable de rattrapage est fortement significative. Pour la période pré-contrôles, cette variable est en moyenne assez élevée (3.054), ce qui en fait une variable importante dans l'explication des hausses salariales à cette époque (contribuant à expliquer jusqu'à près de 10% des hausses salariales). Durant la période post-contrôles, par ailleurs, le rattrapage demeure un phénomène limité et faible en moyenne (-1.26); ainsi, malgré un coefficient élevé et significatif, l'élasticité moyenne reste faible (-.0577).

Les variables de retombées salariales, d'autre part, nous permettent de confirmer une des hypothèses fondamentales de cette étude. En effet, pendant les périodes hors-contrôles, l'hypothèse du salaire relatif semble un élément essentiel dans l'explication des salaires nominaux; les variables de retombées salariales s'avèrent être parmi les variables les plus significatives pour ces périodes. Ces résultats confirment ceux obtenus par Auld et al. (1979a), et la présomption selon laquelle il existe une inertie dans l'évolution des salaires au Canada.

Analisons plus attentivement ces résultats. À prime abord, nous notons des différences entre les périodes pré et post-contrôles quant aux niveaux des coefficients de SPILL et aux signes des variables SPILL\*D et SPILL\*D2. Malgré ces différences statistiques, les implications économiques de ces coefficients sont les mêmes.

Durant la période pré-contrôles, la corrélation entre les ententes négociées et les ententes passées augmente avec le temps qui les séparent, pour atteindre un maximum après 23 mois et redescendre par la suite. Après 23 mois, le coefficient de proportionnalité atteint .49.

En période post-contrôles, par ailleurs, la corrélation demeure relativement fixe dans le temps. Pour permettre des éléments de comparaison, disons qu'après 12 mois, cette corrélation est égale à .52 pour la période post-contrôles, comparé à .446 pour la période pré-contrôles.

Notons que, conformément à nos attentes, ce lien est plus faible durant la période post-contrôles, lorsque la convention antérieure a été signée durant les contrôles. Le coefficient de la variables SPILL\*C étant négatif.

Pour finir, soulignons que le modèle est stable entre les 2 périodes pour toutes les variables, à l'exception de SPILL\*C et SPILL\*C\*D nulles durant la période pré-contrôles. Nous reviendrons plus loin sur l'importance de cette stabilité sur le plan méthodologique.

#### b) Analyse de la période des contrôles:

Maintenant que l'existence de rigidités salariales en période hors-contrôles a été soutenue empiriquement, nous devons nous demander comment la détermination des salaires et la rigidité salariale ont été affectées par les mesures de contrôles.

Les attentes à cet effet sont multiples et souvent contradictoires. Les premiers travaux de Lipsey et Parkin (1970) ont proposé un déplacement de la courbe de Phillips dans le sens d'une moins grande sensibilité des salaires à la conjoncture. Cette hypothèse se trouve en contradiction avec la présomption plus contemporaine à l'effet que les contrôles pourraient permettre de réduire les rigidités salariales et, donc d'accroître la sensibilité des salaires à la conjoncture.

Nous avons jusqu'à présent favorisé la seconde hypothèse au détriment de la première; dans ce sens

toutes les études canadiennes sur le sujet ont infirmé l'hypothèse de Lipsey et de Parkin pour le secteur privé au Canada. Nous croyons possible de pousser plus loin l'analyse en introduisant des variables de retombées salariales qui tiennent compte explicitement des rigidités dynamiques dans la détermination des salaires.

Pour bien comprendre comment l'incidence des variables de retombées salariales peut être affectée par l'imposition des mesures de contrôles, une digression est nécessaire. Sous les contrôles, la rationalité justifiant une corrélation entre les ententes négociées est bien différente qu'en situation normale de marché. En contraignant les salaires autour d'une norme, la Commission génère une parité artificielle entre les salaires négociés, parité qui peut, elle-même, générer une forte corrélation entre les ententes négociées. En fait, il est supposé que les salaires passés négociés durant la période des contrôles reflète la norme en vigueur.

Par ailleurs, nous avons aucune raison de croire à priori que les ententes négociées durant les contrôles soient influencées par les ententes passées négociées avant l'imposition des mesures de lutte à l'inflation. Un des objectifs à priori des contrôles est de briser les liens historiques liant les salaires avec le passé, et de briser la spirale inflationniste. Cette attente pourrait tout de même s'avérer fausse si la Commission de contrôle est parvenue à respecter les liens historiques déjà existant entre certaines unités de négociation, comme le lui demandait la loi.

Ainsi, le coefficient de la variable SPILL devrait tendre vers zéro alors que celui de la variable SPILL\*C devrait être significativement positif.

Si l'on peut s'attendre à une forte corrélation entre les salaires par l'effet d'attraction de la

norme, nous ne devons pas conclure forcément en une forte rigidité dynamique des salaires durant la période des contrôles. La rigidité salariale sur le plan dynamique dépend aussi de la manière dont cette corrélation évolue dans le temps.

La Commission de Lutte contre l'Inflation canadienne a diminué progressivement ses normes au cours des années du programme. En agissant ainsi, la Commission rendait rapidement obsolètes les informations contenues dans les ententes passées. Dans un tel contexte, les ententes signées il y a 6, 4 ou même 3 mois peuvent avoir peu d'influence sur les ententes actuelles, compte tenu des changements de la norme. On s'entend donc à ce que la corrélation entre les augmentations salariales passées et les nouvelles ententes diminuent rapidement lorsque l'écart en mois qui les séparent augmente.

Avant de terminer la revue de nos attentes rappelons une dernière hypothèse relative au degré de concentration des industries (HERFIND). Cette variable a été introduite dans nos estimations dans le but de tester l'hypothèse que la Commission a eu un effet plus important sur les secteurs possédant un important pouvoir de marché. Jusqu'ici cette variable s'est avérée non significative, nous verrons comment elle se comporte durant la période des contrôles.

Le lecteur comprendra que les attentes énoncées ci-haut possèdent des fondements très fragiles; les résultats dépendent d'abord et avant tout de l'action et l'influence de la Commission. L'examen des résultats sera d'autant plus intéressant qu'il nous permettra de mieux évaluer son action.

Cette première estimation pour la période des contrôles, présentée au tableau 2, semble confirmer l'hypothèse d'un changement de la structure de détermination des salaires dans le sens d'une moins

grande rigidité dynamique.

Les coefficients des variables associées à la conjoncture,  $1/UH$  et  $INFL^{**2}$ , sont devenus plus élevés et significatifs. Le coefficient associé à la variable de rattrapage diminue, pour sa part, sensiblement et passe de .334 à .109.

Mais notre attention principale doit se porter sur les coefficients des variables de retombées salariales. Le coefficient de la variable SPILL reste significatif et très proche du niveau observé en période pré-contrôles; ceci implique, contrairement à nos premières attentes qu'il n'existe pas de brisures systématiques entre les ententes négociées avant l'imposition des contrôles et celles négociées durant celle-ci. Le respect par la Commission des liens historiques entre les salaires semble être la meilleure explication de cet état de fait.

A l'intérieur de la période des contrôles, par ailleurs, alors que nous nous attendions à une plus forte corrélation entre les salaires à court terme (le coefficient de  $SPILL * C$  positif), nous obtenons un signe négatif et non-significatif pour  $SPILL * C$ .

Nonobstant ces résultats contraires à nos attentes, une de nos hypothèses persiste toujours; l'interdépendance entre les salaires diminue rapidement dans le temps. Au bout de dix mois, par exemple, le coefficient est de .1017 entre les ententes signées avant les contrôles et celles signées pendant et de .046 entre les conventions signées pendant les contrôles. (Le tableau qui suit résume nos attentes et nos résultats)

Il demeure tout de même surprenant que la corrélation entre les augmentations salariales soit faible à court terme. Contrairement à nos attentes, rien dans la présente équation ne permet d'illustrer l'impact de la norme.

IMPACT DES CONTROLES SUR LES COEFFICIENTS  
DE RETOMBÉES SALARIALES

MODELE DE BASE

$$WCM = b0 + b1 1/UH + b2 INFL**2 + b3 PV + b4 R \\ + b5 COLA + b6 HERFIND + b7 SPILL + b8 SPILL*D \\ + b9 SPILL*D2 + b10 SPILL*C + b11 SPILL*C*D + u$$

HYPOTHESE	ATTENTE	RESULTAT
Les ententes salariales négociées avant l'imposition des contrôles n'ont peu d'influence sur les ententes contrôlées.	$b6=0$	$b6>0$
Sous l'influence de la norme, il existe une forte corrélation entre les hausses de salaires accordées durant la période des contrôles.	$b10>0$	$b10=0$
L'influence des variables de retombées diminue rapidement dans le temps, réduisant la rigidité dynamique des salaires	$b11+b8+2*b9*D<0$	hypothese verifiée



Ainsi, quelques questions restent encore non-résolues. L'accroissement de la sensibilité à la conjoncture est-il, ici, l'effet d'une plus grande vulnérabilité des travailleurs aux conditions du marché ou de l'influence de la Commission ? Pour répondre à cette question, nous pouvons réévaluer la spécification de notre modèle.

Le mécanisme de retombées salariales existant en situation habituelle de marché a, de toute évidence, été modifié par l'existence d'une norme institutionnelle. Le concept de retombées salariales utilisé dans le modèle de base est mal adapté pour refléter l'impact institutionnel de la Commission de Lutte contre l'Inflation. Le concept de base possède une justification profondément économique: les ententes négociées seront influencées, sous l'effet de la concurrence sur le marché des biens et du travail, par ce qui s'est négocié récemment dans la même industrie et la même région. En fixant une norme nationale indépendante des caractéristiques industrielles et régionales, la Commission respecte très peu cette logique. Une variable plus adaptée à cette réalité doit être introduite afin de mieux en tenir compte.

Nous proposons de calculer une moyenne des dernières conventions précédant la signature de la convention au sein des établissements de 500 employés et plus; nous supposons que cette moyenne reflète ce qui est généralement acceptable par la commission au moment de la signature de l'entente. Parmi les diverses combinaisons, la moyenne des 20 dernières ententes s'est avérée statistiquement la plus significative.

En introduisant cette variable dans la fonction de détermination des salaires; nous obtenons des résultats très révélateurs (voir tableau 3). L'équation de la période des contrôles devient plus comparable à celles

ESTIMATION POUR LES UNITES DE NEGOCIATION DE 500 EMPLOYES ET PLUS

VARIABLES	PERIODES D'ESTIMATION		
	PRE-CONTROLES (67I-75/10/14)	CONTROLES (75/10/15-78/3/31)	LES 2 PERIODES (67I-78/3/31)
1/UH	3.411186 ( .5812)	14.705440 ( 1.1223)	4.083496 ( .8540)
INFL**2	.017209 ** ( 2.4386)	.014794 ( 1.5175)	.016253 ** ( 3.4368)
R	.334449 ** ( 7.8904)	----	.334979 ** ( 9.5472)
R*CONTR	----	.106616 ** ( 4.1468)	-.229819 ** (-4.52252)
COLA	-1.451688 ** (-3.3528)	-1.360824 ** (-5.2153)	-1.400106 ** (-5.3222)
PV	.035846 * ( 1.7232)	.057448 * ( 1.8500)	.039546 ** ( 2.3549)
SPILL	.282545 ** ( 3.5715)	----	.282533 ** ( 4.3052)
SPILL*CONTR	----	.141549 ( 1.3721)	-.133571 ( -.8093)
SPILL*D	.012457 ** ( 1.9874)	----	.019018 ** ( 2.4427)
SPILL*D*CONTR	----	-.013019 (-1.2428)	-.031833 * (-1.8480)
SPILL*D2	-.000402 (-1.2875)	----	-.000419 (-1.6167)
SPILL*D2*CONTR	----	.000464 ( 1.6101)	.000884 * ( 1.7866)
SPILL*C	----	-.034459 ( -.5225)	-.036955 ( -.3031)
SPILL*C*D	----	.004339 ( .6316)	.003399 ( .3621)
SPINORME	----	.462127 ** ( 3.1103)	.493979 ** ( 3.4368)
HERFIND	-.334157 ( -.1384)	----	-.344873 ( -.1704)
HERFIND*CONTR	----	-8.730457 ** (-4.9850)	-8.069282 ** (-2.5096)
CONSTANTE	4.680115 ** ( 2.5272)	----	4.469164 ** ( 2.9568)
CONTR	----	.323566 ( .1343)	-2.207149 (-1.5196)
N. OBS.	492	361	853
R	.4007	.52026	.49328
SSR	7649.64	1807.79	9463.43
F	37.68	33.53	47.08

des périodes hors-contrôles. Dans le tableau 3, nous comparons notre nouvelle équation avec celle de la période pré-contrôles. Nous montrons qu'il existe une stabilité entre ces 2 périodes pour les coefficients des variables  $1/UH$ ,  $INFL^{**2}$ ,  $COLA$  et  $PV$ . Ainsi, en tenant compte de l'impact de la norme, nous pouvons conclure que les mesures de contrôles n'ont pas modifié la sensibilité à court terme des travailleurs à la conjoncture. Les contrôles ont modifié, par ailleurs, certains éléments de la détermination salariale: les coefficients des variables de retombées salariales, bien sûr, mais aussi les coefficients des variables de rattrapage et d'herfindal.

L'impact estimé des contrôles sur la variable de rattrapage est de  $-.22982$  et est significatif. La réduction de la sensibilité des salaires à la variable de rattrapage correspond étroitement aux objectifs de la Commission. Durant la période pré-contrôles, le rattrapage était relativement élevé alimentant, ainsi, la spirale inflationniste. L'action de la Commission devait permettre de mettre fin à ce comportement inflationniste; il n'est donc pas surprenant de voir le coefficient de la variable de rattrapage être réduit durant les contrôles.

Un effet plus marqué de l'action de la Commission nous est révélé par le coefficient de la variable  $HERFIND$ . Nous avons supposé qu'en limitant les contrôles des prix aux entreprises détenant des parts importantes de marché (voir Historique de la CLI, 1979), la Commission de Lutte contre l'Inflation limiterait plus fortement les augmentations de prix des industries fortement concentrées et donc les salaires qu'elles peuvent payer. En d'autres termes, durant la période des contrôles, les hausses salariales seront inversement proportionnelles au degré de concentration industrielle. Cette hypothèse se trouve vérifiée de

manière très significative par nos résultats.

Finalement, sous l'impulsion de la variable SPINORME, les attentes que nous avons faites quant à l'impact des contrôles sur les variables de retombées salariales se trouvent vérifiées. Nous avons supposé que l'influence de la norme augmenterait la corrélation à court terme entre les salaires; cette hypothèse est bien vérifiée avec la variable SPINORME. Outre ce lien, les autres variables de retombées salariales (SPILL et SPILL\*C) s'avèrent non-significatives. De plus, tel qu'attendu, la corrélation entre les salaires négociés diminue rapidement dans le temps.

IMPACT DES CONTROLES SUR LES COEFFICIENTS DE RETOMBÉES SALARIALES

MODELE AVEC SPINORME

$$WCM = b_0 + b_1 1/UH + b_2 INFL^{**2} + b_3 PV + b_4 R + b_5 CCLA + b_6 HERFIND + b_7 SPILL + b_8 SPILL*D + b_9 SPILL*D2 + b_{10} SPILL*C + b_{11} SPILL*C*D + b_{12} SPINORME + u$$

HYPOTHESE	ATTENTE	RESULTAT
Les attentes salariales négociées avant l'imposition des contrôles n'ont peu d'influence sur les ententes contrôlées	$b_6=0$	hypothèse vérifiée
Sous l'influence de la norme, il existe une forte corrélation entre les hausses de salaires accordées durant la période des contrôles	$b(SPINORME) > 0$	hypothèse vérifiée
Au delà de l'influence de la norme, les variables de retombée salariales ont peu d'influence sur les hausses accordées durant les contrôles	$b_{10} + b_{11} * D = 0$ $b_6 + b_8 * D + b_9 * D2 = 0$	hypothèse vérifiée

Ainsi, l'idée qu'il existe une rigidité dans l'ajustement des salaires à la conjoncture en périodes hors-contrôles ne fait aucun doute; cette hypothèse s'est vérifiée non seulement avant les contrôles, période inflationniste et expansionniste, mais aussi après ceux-ci.

Durant la période des contrôles, nos résultats nous permettent d'identifier clairement l'action de la Commission. Au delà des distorsions causées par la substitution du mécanisme de retombées salariales traditionnel par l'influence de la norme institutionnelle, la Commission a permis d'accroître la réduction des hausses salariales en ligne plus étroite avec la conjoncture, comme en fait foi l'équation sans la variable SPINORME. Le lecteur comprendra que ce résultat n'a été rendu possible que par une réduction progressive de la norme.

Par ailleurs, il ne fait aucun doute que l'imposition des mesures de contrôles a généré des distorsions importantes dans les accroissements salariaux. La plupart des économistes s'y attendait à priori; et ces attentes ont été confirmées par nos résultats.

D'abord, en éliminant le processus de retombées salariales défini par affinités régionales et industrielles et en le remplaçant par une norme institutionnelle uniforme à travers le pays, la Commission a réduit les disparités interrégionales et interindustrielles. Parallèlement, l'effet fortement dépressif et significatif de la Commission sur les salaires des industries les plus concentrées confirment l'idée d'un effet discriminatoire des contrôles dans ce sens.

### 3 - Impact sur les unités de négociation

#### non-contrôlées:

Le contrôle des salaires au Canada s'est limité aux entreprises de plus de 500 employés. C'est pour cette raison que nous nous sommes intéressés au premier chef à ces unités de négociation. Maintenant que nous avons cerné l'impact de la Commission sur ces dernières, tentons de pousser plus loin l'analyse et examinons l'impact de la Commission sur les établissements non directement contrôlés par celle-ci.

La banque de données de Travail Canada, nous fournit des informations que sur certains de ses établissements. Contrairement aux unités de 500 employés et plus, nous n'avons qu'un échantillon des conventions entre 200 et 499 employés. De plus sachant que le secteur syndiqué ne couvre qu'un peu plus de la moitié des travailleurs manufacturiers, on comprendra que notre échantillon ne représente qu'une faible proportion des travailleurs non contrôlés par la Commission dans le secteur manufacturier et à plus fortes raisons dans l'ensemble de l'économie. Il faudra, en conséquence, considérer avec prudence nos résultats et restreindre nos inférences dans le cadre limité auquel nous contraignent nos données.

Pour analyser ces nouvelles données, nous nous proposons d'appliquer la même méthodologie qu'utilisée précédemment.

#### a) Analyse des périodes hors-contrôles:

Quelques différences importantes ressortent entre les estimations pour les unités de négociation de moins de 500 employés présentées au tableau 4, et celles présentées au tableau 2.

Les entreprises de moins de 500 employés sont

ESTIMATION POUR LES UNITES DE NEGOCIATION ENTRE 200 ET 499 EMPLOYES

VARIABLES	PERIODES D'ESTIMATION			
	PRE-CONTROLES (671-75/10/14)	CONTROLES (75/10/15-78/3/31)	CONTROLES (78/3/31-78/4/1)	POST-CONTROLES (78/4/1-82I)
1/UH	26.931102 ** ( 4.1007)	57.743506 ** ( 3.1260)	52.777462 ** ( 2.6667)	23.553258 * ( 1.9391)
INFL**2	.016558 ** ( 2.1518)	.044983 ** ( 3.5604)	.033756 ** ( 2.2947)	.023682 ** ( 2.2474)
R	.196979 ** ( 4.6535)	.159385 ** ( 4.9236)	.159328 ** ( 4.9144)	.162074 ** ( 4.5741)
COLA	-1.144979 ** (-2.4697)	-.688986 (-1.4689)	-.692216 (-1.4727)	-1.153635 ** (-4.0491)
PV	.030425 ( 1.0094)	-.032071 ( -.6364)	-.032654 ( -.6446)	.018880 ( 1.1756)
SPILL	.699236 ** ( 8.2321)	.238780 ( 1.5525)	.199955 ( 1.2207)	.290101 ** ( 3.6170)
SPILL*D	.034073 ** ( 3.7732)	-.020920 (-1.1326)	-.017974 ( -.9449)	.007181 ( .6698)
SPILL*D2	-.000725 ** (-2.3996)	.000903 ( 1.6213)	.000933 ( 1.4683)	-.000419 ( -.9756)
SPILL*C	-----	.025501 ( .2015)	.049766 ( .3761)	-.285396 ** (-2.8711)
SPILL*C*D	-----	.005520 ( .4751)	.005008 ( .4277)	.011245 ( 1.2895)
SP INCRME	-----	-----	.166112 ( .7177)	-----
HERFIND	-2.169044 ( -7.367)	-.986082 ( -2.2863)	-1.021062 ( -2.959)	1.088999 ( .5318)
CONSTANTE	-6.267445 ** (-3.2273)	-7.423869 ** (-2.6207)	-7.126928 ** (-1.9243)	.331907 ( .1362)
N. OBS. -2	597	570	569	566
R	.48642	.27252	.27109	.18685
SSR	12384.96	12597.75	12585.82	4981.09
F	63.72	20.37	19.60	12.80

\*\* significatif à 95%

\* significatif à 90% (ou unilatéralement à 95%)

généralement plus sensibles à la conjoncture que les plus grandes, notamment vis-à-vis du niveau de chômage. Ce résultat peut refléter une plus grande vulnérabilité du syndiqué médian des petits établissements aux fluctuations du marché du travail, vulnérabilité qui réduit ses exigences salariales en période de basse conjoncture. Les coefficients des variables R et COLA ressortent significatives et de signes attendus, mais légèrement plus faibles que ceux observés pour les conventions de plus de 500 employés.

Si les coefficients des variables 1/UH, INFL\*\*2, R, COLA, PV et HERFIND s'avèrent statistiquement stables entre les périodes hors-contrôles, il n'en va pas de même pour les variables de retombées salariales. Les ententes salariales étant beaucoup plus sensibles aux ententes passées avant les contrôles. Malgré ces différences, que nous ne tenterons pas d'expliquer ici, notons que le coefficient de SPILL demeure significatif dans les 2 cas, confirmant l'existence de rigidités salariales durant ces périodes.

Signalons pour terminer, que les ententes signées durant la période des contrôles n'ont aucune influence sur les ententes de la période post-contrôles, le coefficient de  $SPILL * C$  étant égale à l'inverse de SPILL.

#### b) Analyse de la période des contrôles:

En période de contrôles, le comportement des unités de négociation de moins de 500 employés semble être bien différent de celui des unités directement contrôlés par la Commission.

La différence la plus notable est que la variable SPINORME, reflétant la norme du moment, ne s'avère pas significative pour les unités de négociation de moins de 500 employés. Au tableau 4, nous pouvons comparer



pour la période des contrôles le modèle avec et sans la variable SPINORME. Nous découvrons que l'introduction de la variable SPINORME a peu d'impact sur la détermination salariale. Ce résultat n'est pas, en soit, surprenant; ces unités de négociation n'ayant pas à s'asujettir à la norme. L'équation sans la variable SPINORME s'avère donc la plus pertinente, tant sur le plan de la logique économique que sur le plan statistique, pour ce groupe d'établissements.

Bien que différente des équations estimées pour les périodes hors-contrôles, l'équation de la période contrôle ne semble pas refléter des distorsions majeures comme dans le cas des conventions contrôlées par la Commission. Le coefficient associé à la variable de rattrapage demeure inchangé, la coefficient d'Herfindal (HERFIND) reste non significatif. En fait, l'impact des contrôles peut se resumer à deux niveaux.

Premièrement, les variables de retombées salariales deviennent beaucoup moins élevées que traditionnellement et sont non-significatives. La corrélation entre les salaires négociés avant l'imposition des contrôles et ceux qui la suivent, reflétée par le coefficient de la variable SPILL, est en moyenne de .209. La corrélation entre les ententes négociées durant la période des contrôles, donnée par la somme du coefficient SPILL et  $SPILL * C$ , est pour sa part de .263. Notons que ces corrélations diminuent avec le temps.

Deuxièmement, en réaction, les ententes salariales sont devenues plus sensibles à la conjoncture. Le coefficient associé à la variable de tension sur le marché du travail est passé de 26.93 pour la période pré-contrôles à 57.74. Il en va de même pour le coefficient de l'inflation qui passe de .0165 à .045.

Contrairement au cas des unités de négociation

directement contrôlées par la Commission, le changement dans la structure de détermination des unités de moins de 500 employés semble refléter un comportement de marché.

Dans notre modèle, les travailleurs sont sensibles aux ententes passées dans la mesure où celles-ci incorporent une information pertinente quant à l'avenir. En contrôlant une partie de ces ententes, la Commission perturbe, inévitablement, la qualité de l'information qu'elles représentent pour les autres unités de négociation.

Ainsi, dans la mesure où l'état actuel de la conjoncture reflète mieux l'état futur du marché du travail que ne peut le faire les ententes salariales passées, on comprend qu'un changement de comportement s'impose. Dans les faits, ce changement de comportement implique une moins grande rigidité dynamique des salaires et une plus grande sensibilité de ceux-ci à la conjoncture.

Ainsi, dans les limites que nos données nous permettent, nous pouvons inférer que les objectifs d'une politique de contrôles des salaires peuvent être atteints même au-delà des unités de négociation directement contrôlées par la Commission de contrôles, avec l'avantage d'aucune distorsion évidente.

#### IV - CONSIDERATIONS SUPPLEMENTAIRES:

L'intérêt premier de cette étude était d'analyser l'impact des contrôles sur la rigidité salariale. Il s'agissait d'un sujet intéressant qui n'avait pas encore été traité, tout au moins au Canada. Pour ce faire, nous avons introduit des éléments méthodologiques nouveaux. Dans ce chapitre, nous tenterons, sur la base de cette nouvelle approche, de répondre à quelques autres questions relatives à l'impact des contrôles et que nous n'avons pas encore abordées jusqu'à maintenant: quel est l'impact des contrôles sur les niveaux des hausses salariales? Quel est la part de la conjoncture dans la réduction des augmentations de salaires? Que s'est-il passé à la levée des contrôles? Comment les prévisions obtenues se comparent à celles de d'autres études canadiennes?

##### 1) Effet de contrôle et effet de conjoncture:

Les études canadiennes dont nous avons fait mention au chapitre I, se sont intéressées à l'impact des contrôles sur le niveau des hausses salariales; cet intérêt était compréhensible dans la mesure où l'efficacité des contrôles était mesurée en grande partie par la capacité de ceux-ci à réduire le niveau d'inflation salariale.

Sur le plan méthodologique, cela implique que l'on puisse distinguer dans la baisse des augmentations de salaires pendant la période des contrôles, la part qui est attribuable à la conjoncture et la part spécifiquement attribuable à l'apparition des mesures de contrôles. Pour ce faire, il est nécessaire d'estimer un modèle de détermination des salaires. A l'aide de ce modèle, estimé pour la période pré-contrôles, il suffit de calculer l'augmentation

salariale prévisible sur la base de la nouvelle conjoncture. L'erreur moyenne de prévision sera alors attribuable au changement de structure de la détermination des salaires, et donc, à l'existence des mesures de contrôles.

Sur la base de cette méthode, les études canadiennes sur le sujet ont estimé une erreur moyenne de prévision allant de -1.7% à -3.8% pour le secteur privé. Utilisant une échelle microéconomique allant jusqu'au 2ième trimestre de 1977, Auld et al. (1979b) ont obtenu un impact des contrôles de -2.9%; avec des données trimestrielles allant jusqu'au 1er trimestre de 1977, Cousineau et Lacroix ont estimé un effet de -1.7% sur les hausses salariales; Reid trouve un impact de -3.4% sur les augmentations salariales des industries manufacturières. Finalement, Christofides et Wilton, sur la base de données microéconomiques couvrant l'ensemble de la période des contrôles concluent en un impact de -3.8% sur les salaires du secteur privé.

Nous nous proposons pour fin de comparaison de refaire les mêmes calculs à l'aide de notre modèle, à la différence près que nous souhaitons introduire un raffinement statistique supplémentaire:

Soit  $W = \sum b(X)$ , un modèle de détermination des accroissements salariaux, où  $X$  est le vecteur des variables explicatives. Posons  $W_0 = \sum b_0(X_0)$  et  $W_1 = \sum b_1(X_1)$ , ce modèle estime pour les périodes pré-contrôles et contrôles respectivement. L'erreur de prévision citée plus haut peut être notée comme étant égale à  $W_1 - \sum b_0(X_1)$ , soit le niveau d'augmentation durant la période 1 moins le niveau d'augmentation prévisible sur la base du mécanisme de détermination salariale de la période 0 et de la conjoncture de la période 1, la période 0 correspondant à la période pré-contrôles, la période 1 à la période des contrôles.

Nous pouvons obtenir ce résultat d'une autre

manière. Nous avons

$$W_1 - W_0 = \sum_{i=1}^n b_{1i} X_{1i} - \sum_{i=1}^n b_{0i} X_{0i}$$

où n est le nombre de variables explicatives. Par transformation, nous obtenons :

$$W_1 - W_0 = \sum_{i=1}^n b_{0i} (X_{1i} - X_{0i}) + \sum_{i=1}^n X_{1i} (b_{1i} - b_{0i})$$

La sommation à gauche représente ce que l'on pourrait appeler l'effet conjoncture sur le niveau des augmentations salariales, c'est-à-dire, l'écart entre  $W_1$  et  $W_0$  strictement attribuable au changement dans les variables déterminantes des salaires ( $X_1 - X_0$ ). La sommation à droite donne l'erreur moyenne de prévision soit l'écart entre les augmentations salariales non expliquées par les changements conjoncturels entre les deux périodes, mais par un changement dans les équations salariales (y compris la constante).

L'intérêt de cette méthode est de permettre de décomposer ces sommations pour chacune des n variables explicatives. Les tableaux 5 et 6 nous présentent les résultats obtenues pour les unités de négociation de 500 employés et plus et de moins de 500 employés respectivement.

Dans les deux premières colonnes de ces tableaux sont présentés les coefficients estimés du modèle pour les périodes pré-contrôles et de contrôles. Les troisième et quatrième colonnes fournissent les valeurs moyennes des variables explicatives durant ces périodes. Dans la cinquième colonne, est présenté l'impact de chacune de ces variables sur la structure du modèle. Un chiffre positif signifie que l'augmentation de la sensibilité des salaires à cette variable à pousser, ceteris paribus, à la hausse les ententes salariales durant la période des contrôles par rapport à la période pré-contrôles. A la sixième colonne, est présenté l'impact du changement du niveau

ECART DANS LES HAUSSES SALARIALES ENTRE LES PERIODES PRE-CONTROLES ET CONTROLES (500 EMPLOYES ET PLUS)

VARIABLES	BO	BI	XO	XI	(81-80)X1	(X1-X0)B0	STRUCTURE	PART EN POURCENTAGE CONJONCTURE	
1/0H	3 411185 ( 5812)	14 705440 ( 1 1223)	2834	.2217	2 5039	- 2105	-77 1748	6 4870	
INFL**2	.017209 ( 2 4306)	.014794 ( 1 5175)	65 7409	72 7684	- 1757	1209	5 4157	-3 7274	
R	334449 ( 7 8704)	106616 ( 4 1468)	3 0340	-2 2338	5089	-1 7685	-15 6860	54 5077	
COLA	-1 451688 ( -3 3578)	-1 360824 ( -5 2153)	4146	.3795	.0345	0510	-1 0628	-1 5705	
PV	052046 ( 1 7252)	052448 ( 1 8500)	8 2124	6 9535	1502	- 0451	-4 6295	1 3909	
ENSEMBLE					3179	-1 6417	-15 9626	50 6007	
SPILL	282545 ( 3 5715)	141549 ( 1 3721)	10 9080	11 8360	-1 6688	2622	51 4357	-8 0814	
SPILL*0	018457 ( 1 4674)	- 013019 ( -1 2428)	98 9893	113 3502	-3 5677	2651	109 9623	-8 1693	
SPILL*02	- 000402 ( -1 2075)	003464 ( 1 6101)	1569 9945	1900 2889	1 6454	- 1327	-50 7140	4 0894	
SPILL*C	-----	- 044459 ( - 5225)	-----	7 3222	- 3255	-----	10 0336	-----	
SPILL*C*0	-----	004339 ( 6316)	-----	40 3280	1750	-----	-5 3935	-----	
SPINDORME	-----	462127 ( 3 1103)	-----	8 8546	4 0919	-----	-126 1195	-----	
ENSEMBLE					3503	3946	-10 7954	-12 1613	
MERFIND	- 334157 ( - 1384)	-8 730457 ( -4 9850)	0946	0955	- 8018	- 0003	24 7140	0093	
KONSTANTE	4 680115 ( 2 5272)	323666 ( 1343)	1 0000	1 0000	-4 3564	-----	134 2718	-----	
TOTAL					-1 7862	-3 2445	-1 4579	55 0530 100 0	44 9356

ECART DANS LES HAUSES SALARIALES ENTRE LES PERIODES PRE-CONTROLES ET CONTROLES (MOINS DE 500 EMPLOYES)

VARIABLES	BO	B1	X0	X1	(B1-B0)X1	(X1-X0)B0	BSTRUCTURE	PART EN POURCENTAGE CONJONCTURE
I/UM	26 931 102 ( 4 100 7)	57 747 306 ( 3 126 0)	2806	2212	6 8157	-1 5997	-249 8975	58 6532
INFL**2	( 0 165 58 ( 2 151 8)	( 04 498 3 ( 3 560 4)	68 9982	71 7414	2 0393	0454	-74 7697	-1 6634
R	( 4 653 5) ( 1 949 79	( 4 923 8) ( 1 918 5)	3 9416	-1 7572	0661	-1 1225	-2 4221	41 1581
COLA	( -2 465 7) ( -1 144 979	( -1 460 9) ( -688 986)	3015	2667	1216	0398	-4 4589	-1 4609
PV	( 1 009 4) ( 0 304 25	( -636 4) ( -0 320 7)	11 1780	6 9398	- 4337	- 1289	15 9019	4 7279
ENSEMBLE					1 7932	-1 1662	-65 7489	42 7597
SPILL	( 8 332 1) ( 6 922 36	( 1 552 3) ( 2 307 80)	11 2284	12 0770	-5 5609	5934	203 8909	-21 7559
SPILL*D	( 3 773 2) ( 0 747 73	( -1 132 6) ( -0 092 0)	95 6472	105 7998	-5 8500	3490	214 4900	-12 7952
SPILL*D2	( -2 399 6) ( -0 007 25	( 1 621 3) ( 0 009 03)	1469 9714	1585 7571	2 5804	- 0839	-94 6113	3 0758
SPILL*C	-----	( 0 250 1 ( 2 015)	-----	8 0797	2060	-----	-7 5545	-----
SPILL*C*D	-----	( 0 252 0 ( 4 751)	-----	46 1363	2547	-----	-9 3381	-----
ENSEMBLE					-8 3698	8585	306 8769	-31 4753
HERFIND	( -2 169 44 ( - 736 7)	( - 986 082 ( - 2 063)	0769	0706	0835	0137	-3 0622	- 5010
CONSTANTE	( -3 227 3) ( -6 267 445	( -2 020 7) ( -7 427 869	1 0000	1 0000	-1 1964	-----	42 4002	-----
TOTAL					- 8337	-2 7274	30 5687 100 0	69 4365

des variables explicatives sur les hausses salariales. Un signe négatif reflète un changement conjoncturel réduisant, ceteris paribus, les hausses de salaire de la période des contrôles. Dans les septième et huitième colonnes, sont présentées les parts relatives de chaque variable dans l'explication des réductions salariales. Il s'agit, respectivement, des colonnes 5 et 6 divisées par l'écart entre les hausses salariales entre les deux périodes (W1-W0) et multipliées par 100%.

On comprendra que la contribution d'une variable peut être supérieure à la différentielle totale; divers facteurs se contrebalançant les uns les autres. Il importe de retenir le sens des contributions de chaque variable et leur importance relative.

Pour les entreprises directement contrôlées par la Commission, l'impact des contrôles sur les hausses salariales est estimé à -1.786 point de pourcentage soit 55% de la réduction des augmentations salariales entre les 2 périodes. La conjoncture a contribué à réduire les hausses de -1.459. Sur le plan structurel, notons que l'impact le plus important viens d'un déplacement vers le bas de la constante; déplacement qui compense largement la hausse due à un accroissement non-significatif du coefficient de  $1/UH$ . Le changement dans la structure des variables de retombées salariales a peu modifié les niveaux de salaire (l'impact de l'ensemble des variables de retombées salariales est estimé à .3503); la disparition du mécanisme habituelle de marché ayant été substituée par l'influence de la norme. Notons finalement, la contribution de la variable HERFIND à la réduction des hausses salariales; selon nos chiffres, l'influence discriminatoire de la Commission sur les entreprises les plus concentrées a pu expliquer jusqu'à 24.7 % de la réduction des hausses salariales entre les 2 périodes.



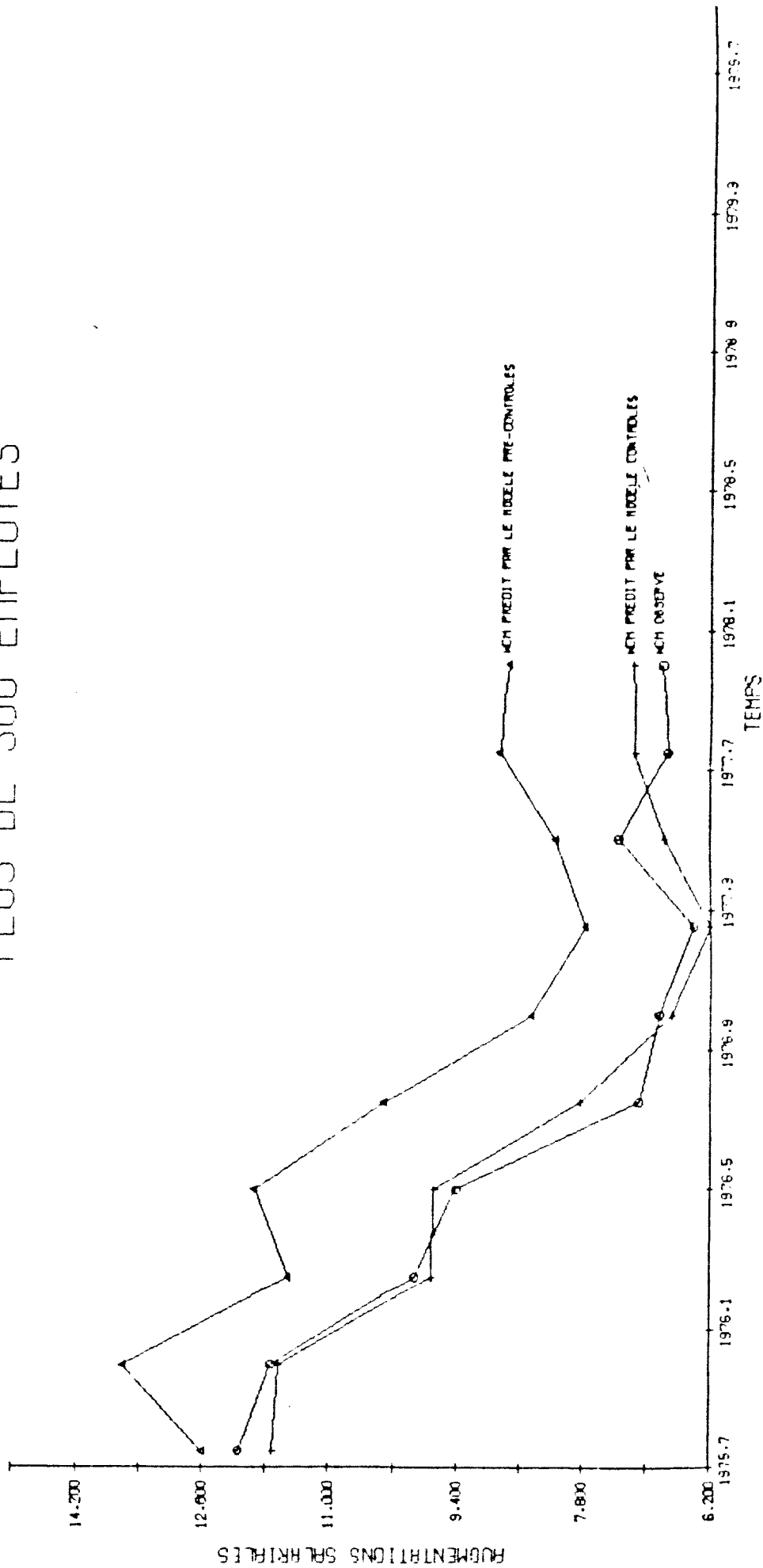
La prédominance du déplacement vers le bas de la constante est bien illustrée par le graphique 4, montrant l'évolution des niveaux d'augmentations salariales observés et prédits par les modèles pré-contrôles et contrôles. L'évolution des prédictions des 2 modèles sont presque parallèles dans le temps.

Sur le plan conjoncturel, l'effet le plus important est relatif à la diminution du rattrapage. Nous savons qu'en période pré-contrôles le rattrapage face aux pertes de revenus dues à des hausses non-anticipées du coût de la vie a pu expliquer les fortes hausses salariales durant cette période. Pendant les contrôles, cette justification disparaît, contribuant donc à la réduction des augmentations de salaires. Dans l'ensemble, la conjoncture a contribué à 45% à la réduction des ententes salariales, soit de -1.46.

Pour les entreprises de moins de 500 employés, c'est-à-dire pour les unités de négociation non-directement contrôlées par la Commission, nous notons quelques différences (voir tableau 6). Seulement 30.6% de l'écart entre les hausses salariales pré-contrôles et contrôles est attribuable spécifiquement à l'existence des contrôles, soit -0.834 point de pourcentage. La conjoncture pour sa part, a contribué à réduire les hausses de -1.89. Ainsi, l'impact des contrôles sur les établissements non-contrôlés s'est avéré moins important, tant en termes relatifs qu'en termes absolus.

Sur le plan structurel, nous observons une forte augmentation de la sensibilité à la conjoncture, compensée par une diminution de la sensibilité aux variables de retombées salariales. Sur le plan conjoncturel, les phénomènes le plus significatif ont été l'augmentation du chômage (baisse de 1/UH) et,

GRAPHIQUE 4  
 EVOLUTION DES SALAIRES DANS LE TEMPS  
 UNE COMPARAISON DES PREDICTIONS DES MODELES  
 PLUS DE 500 EMPLOYES



encore une fois, la baisse du rattrapage.

En résumé, l'impact des contrôles a été de -1.786 sur les conventions contrôlées par la Commission et de -.834 sur les autres. Pour l'ensemble de notre échantillon, les hausses salariales ont été réduites de 1.077 points de pourcentage. Ces chiffres sont généralement inférieurs aux résultats obtenus par les autres études canadiennes. Nous tenterons à la fin de ce chapitre d'expliquer ces différences.

## 2) Analyse de la période post-contrôles:

Considérant l'efficacité générale des politiques de revenus, les chercheurs sont généralement préoccupés par ce qui se passera à la levée de celles-ci. Une augmentation marquée des salaires à la levée des contrôles dans le but de rattraper les pertes encourus pendant ceux-ci, peut annuler tous les bienfaits dont on a pu en tirer.

Une étude récente de Christofides et Wilton (1984) a tenté d'aborder ce problème sur la base de données similaires aux nôtres.

Utilisant un modèle simple de détermination des salaires comprenant une variable de rattrapage, une variable de tension sur le marché du travail et d'anticipation inflationniste, les auteurs ont testé l'existence d'une bulle post-contrôles. Pour ce faire, les auteurs ont introduit successivement une dichotomique pour chacune des années du programme de lutte à l'inflation, une dichotomique pour la période post-contrôles, une estimation par observation de l'impact indirect des contrôles et une mesure des coupures ordonnées par la Commission sur chaque unité de négociation.

A l'aide d'une dichotomique égale à un sur

l'ensemble de la période des contrôles, Wilton et Christofides obtiennent un impact annuel de ces derniers de -3.4 points de pourcentage. En distinguant, l'impact des contrôles selon l'année du programme, ils obtiennent un impact allant de -1.3 la première année jusqu'à -5. pour la fin du programme. Ces résultats confirment ceux obtenus par Christofides et Wilton (1979).

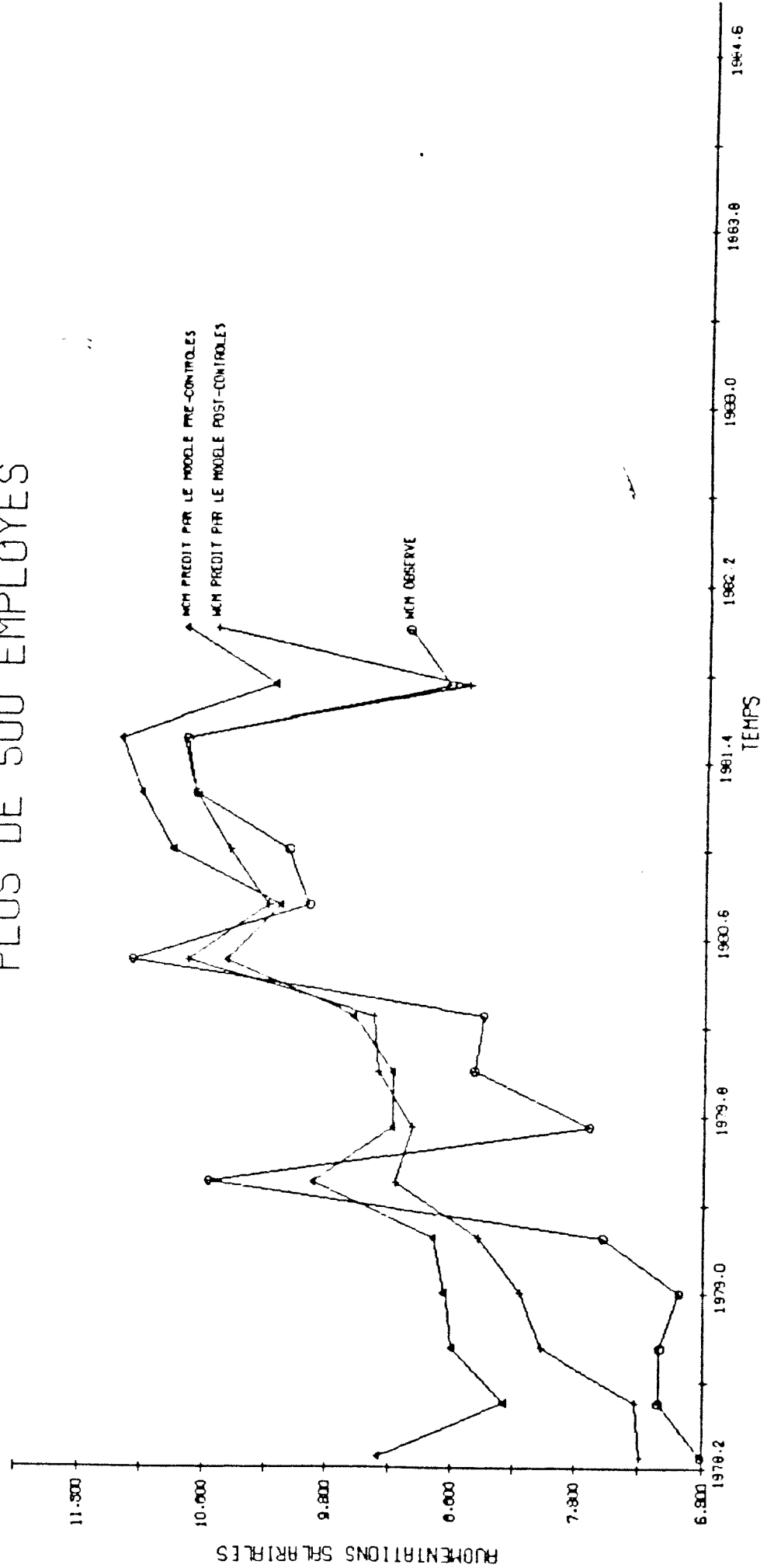
Pour la période post-contrôles, par rapport à la structure pré-contrôles, les ententes salariales sont restées inférieures de 3.6% annuellement. Cet effet demeure relativement important et significatif.

Finalement, les auteurs notent un faible impact du rattrapage fonction de l'impact indirect de la Commission sur les premières conventions succédant la levée des contrôles. Plus important encore, 70% des coupures ordonnées par la Commission est récupéré à la sortie des contrôles. Ce résultat est très intéressant; malheureusement, nous ne saurons reprendre cette analyse, ne disposant pas de données sur les coupures de la Commission.

Reprenant la méthode explicitée dans la première section de ce chapitre, nous obtenons un écart beaucoup plus faible entre les hausses salariales observées et celles prédites par le modèle pré-contrôles. L'erreur moyenne de prévision est estimée à -.9131 contre -3.6 pour Wilton et Christofides. A notre avis, l'impact des contrôles est demeuré temporaire.

En observant le graphique 5, nous voyons que les erreurs de prévisions du modèle pré-contrôles sont les plus importantes au début de la période post-contrôles. Ce résultat peut s'expliquer par le fait qu'à ce moment les ententes négociées restaient peu sensibles aux ententes passées; ces dernières ayant été négociées en période de contrôles. Progressivement, les prédictions des deux modèles vont se rejoindre. Pour appuyer cette

GRAPHIQUE 5  
 EVOLUTION DES SALAIRES DANS LE TEMPS  
 UNE COMPARAISON DES PREDICTIONS DES MODELES  
 PLUS DE 500 EMPLOYES



observation, rappelons qu'il existe une stabilité entre ces deux périodes, à l'exception des coefficients des variables SPILL\*C et SPILL\*C\*D, variables nulles en période pré-contrôles.

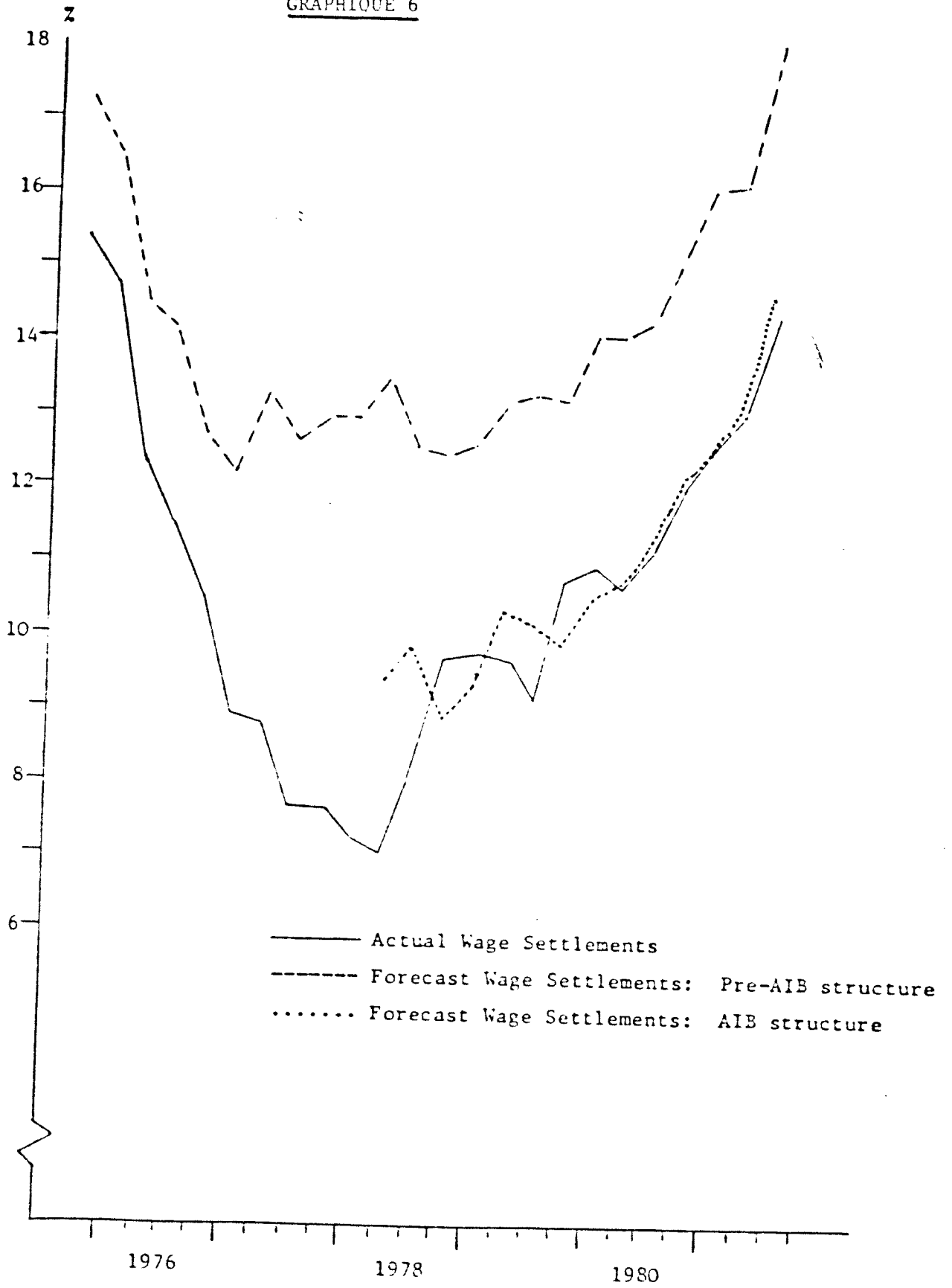
En définitive, nous obtenons des résultats bien différents de ceux obtenus par Wilton et Christofides, tant pour la période des contrôles que pour la période post-contrôles. Le graphique 6 tiré de leur plus récente étude (Christofides, Wilton (1984)) est difficilement comparable au graphique 7 que nous tirons de nos propres résultats. Nous jugeons important de nous attarder pour tenter d'expliquer ces différences.

Il est difficile d'isoler un facteur unique qui permet d'expliquer les écarts obtenus. Nous devons reconnaître notamment que l'échantillon que nous avons utilisé diffère de celui utilisé par Wilton et Christofides. Nous nous sommes limités au secteur manufacturier incluant les conventions indexées alors que Wilton et Christofides ont exclu de leur échantillon les conventions avec une clause d'indexation et ont opté pour l'ensemble du secteur privé.

Malgré ces différences, nous croyons que l'absence des variables de retombées salariales explique pour une bonne part les divergences dans nos résultats. Pour en faire la preuve, nous avons réestimé notre modèle sans ces variables. Au graphique 8, nous reprenons le graphique 7, mais avec notre modèle sans variables de spill-over.

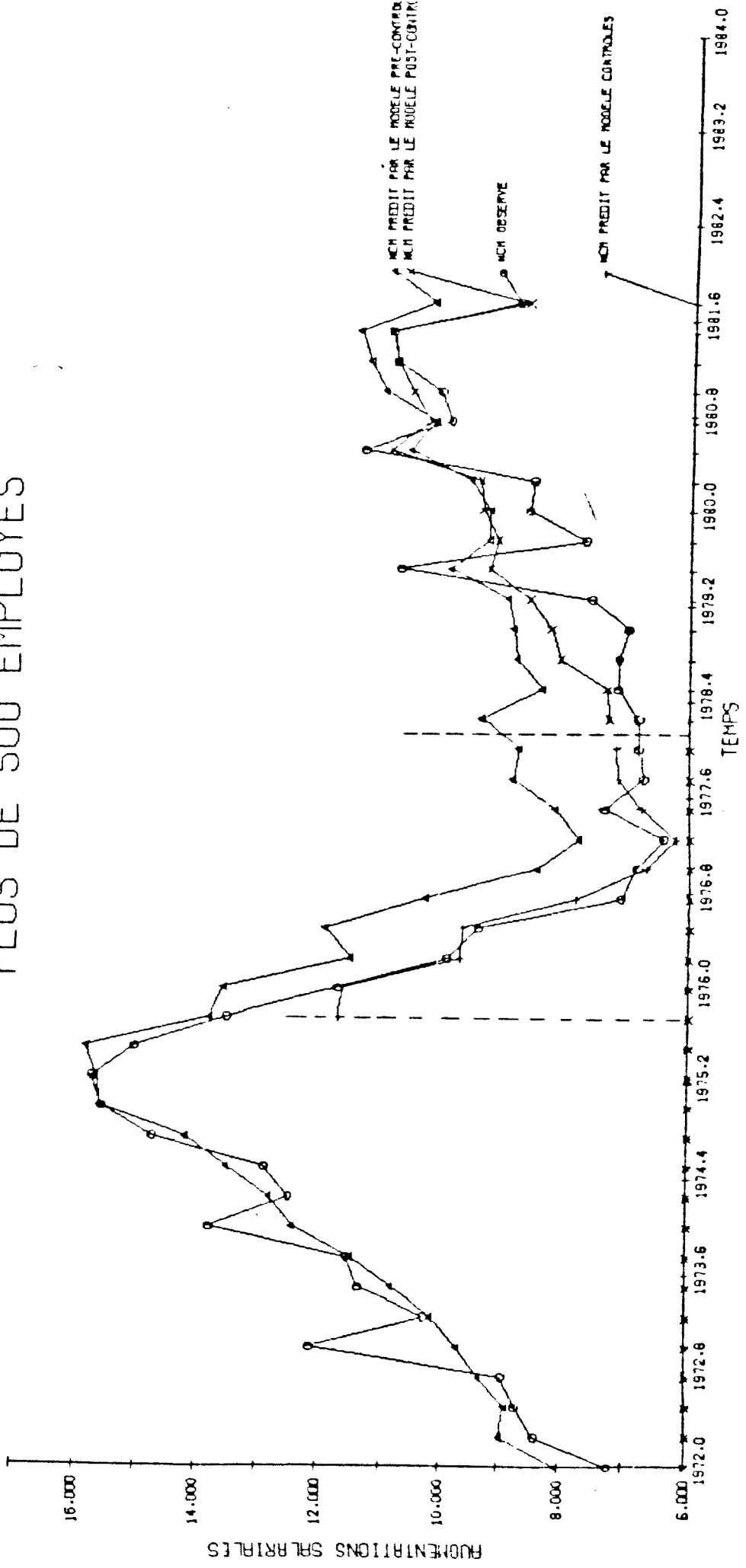
Les nouveaux résultats deviennent très semblables à ceux de Wilton et Christofides. Nous voyons que l'erreur de prédiction augmente avec le temps en période de contrôles pour se stabiliser après ceux-ci. Selon ces nouvelles estimations, l'erreur de prévision moyenne durant les contrôles est de -2.25% et de -3.37%

GRAPHIQUE 6



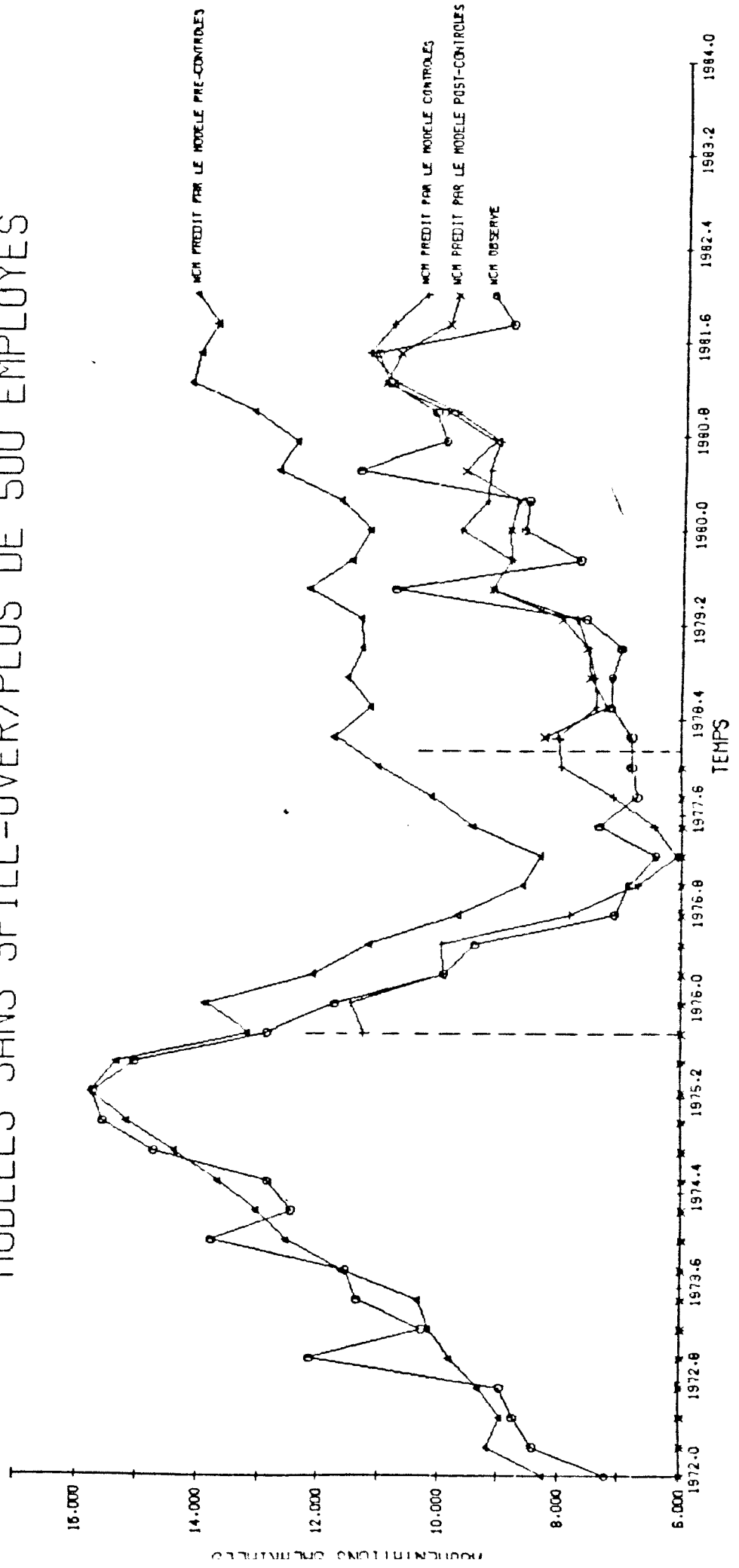
Tiré de Christofides-Wilton (1984)

GRAPHIQUE 7  
 EVOLUTION DES SALAIRES DANS LE TEMPS  
 UNE COMPARAISON DES PREDICTIONS DES MODELES  
 PLUS DE 500 EMPLOYES





GRAPHIQUE 8  
 EVOLUTION DES SALAIRES DANS LE TEMPS  
 UNE COMPARAISON DES PREDICTIONS DES MODELES  
 MODELES SANS SPILL-OVER/PLUS DE 500 EMPLOYES



après la levée des mesures.

A notre avis, une équation salariale spécifiée sans variables de retombée est une mauvaise base pour prédire l'évolution future des salaires, cette équation n'est pas stable, ne tenant pas compte des fluctuations dans le temps des variables de retombées salariales.

Il est, en effet, surprenant selon toute logique que les contrôles puissent avoir un rôle permanent sur le taux d'accroissement des salaires. Le premier réflexe en obtenant un tel résultat devrait, plutôt, de remettre en cause la stabilité de la fonction salariale.

En introduisant les variables de retombées salariales, il est possible de retrouver une stabilité entre les périodes pré et post-contrôles, stabilité qui est, à notre avis, importante sur le plan méthodologique. Elle nous assure que l'estimation de la période pré-contrôles, n'est pas une estimation ad hoc reflétant une période qui "ne-reviendra-jamais"; et que le changement dans la structure de détermination des salaires en période des contrôles n'est pas permanent mais bien temporaire, de telle manière que l'on puisse bien l'attribuer à l'existence des mesures de contrôles.

Les modèles traditionnels à la Friedman-Phelps se sont prioritairement intéressés au concept d'anticipation inflationniste. Les implications du modèle sont claires, tant et aussi longtemps que les anticipations demeurent élevées, les salaires resteront rigides. A l'inverse, toute action modifiant les anticipations déplace la courbe de Phillips de court terme. Les contrôles ne sont efficaces, ainsi, que s'ils réduisent ces anticipations. Sur la base de ce modèle, il est facile de comprendre les critiques exprimées contre les politiques de revenus. Dans la

mesure où celles-ci n'affectent pas les causes fondamentales de l'inflation, il existe peu de raisons de croire qu'elles peuvent modifier de manière permanente les anticipations; la bulle post-contrôles demeurent une menace évidente.

Dans le modèle utilisé dans cette étude, les rigidités salariales sont d'abord et avant tout fonction des hausses des salaires relatifs. Dans ce modèle, les hausses salariales resteront élevées tant et aussi longtemps que le "stock" de hausses salariales antérieures restera élevé. Le rôle des contrôles est de réduire le niveau des ententes de manière plus rapide que ne pourrait le permettre les mécanisme normaux de marché. A la levée des contrôles, le "stock" des ententes passées étant modifié, il est peu probable, en conséquence, que la bulle post-contrôles ait lieu. A notre avis, le comportement des travailleurs ne sera pas différent avant et après les contrôles, seul l'environnement aura changé. Ainsi, les contrôles peuvent être efficaces à condition, bien sûr, qu'ils soient suffisamment longs pour permettre de modifier le "stock" des ententes passées.

Mais les extensions possibles de notre approche ne s'arrêtent pas que sur ce point. Si l'analyse de l'impact des mesures de contrôles se devait de s'attarder au phénomène de rigidité salariale, nous ne soulignerons ja mais assez l'importance de ce phénomène dans la compréhension d'une économie en période de déflation. La contribution des salaires relatifs dans le mécanisme de détermination salariale peut, dans ce sens, ouvrir des voies intéressantes de recherche tant sur le plan microéconomique que sur le plan macroéconomique.

L'utilisation des politiques de revenus soulève la double question des coûts et des bénéfices. Les contrôles imposent des coûts administratifs aux entreprises et au secteur public. Ils entraînent inévitablement des inefficacités économiques par l'administration centralisée des prix. Par ailleurs, les politiques de contrôles peuvent être bénéfiques en nous permettant d'atteindre des objectifs difficilement atteignables en situation normale de marché.

L'ampleur des distorsions occasionnées par le contrôle des salaires et les coûts de mesallocation sont difficiles à évaluer en termes réels, et là n'est pas le but de cette présente recherche. Dans un monde où un ensemble de distorsions existent; syndicalisme, contrat à salaire nominal fixe, rigidité salariale, existence d'industrie concentrée et autres imperfection de marché, il est difficile de prédire quel sera l'impact d'une distorsion supplémentaire.

Nous pouvons, tout de même, distinguer deux formes de distorsions affectant les salaires lors de l'introduction des politiques de revenus. Le premier effet des contrôles serait de modifier les rapports des salaires relatifs entre les différentes industries, les niveaux de qualification, etc. Dans ce sens, l'attraction de la norme n'a pu que réduire inévitablement les écarts entre les accroissements salariaux. Mais l'élément le plus convainquant de nos résultats demeure l'influence de la variable de concentration industrielle. Absente de toute les équations salariales, la variable HERFIND devient fortement significative durant la période des

contrôles, et ce uniquement pour les entreprises directement assujetties à la CLI. Selon nos calculs, cet effet a pu expliquer 24.7 % de la diminution des hausses de salaires pour les entreprises de plus de 500 employés. Ce résultat porte à réflexion; nous sommes en droit de nous demander quels ont pu être les effets et les causes d'un tel phénomène. On peut croire que les effets sur le marché de l'emploi ont été limités. Compte tenu du coût élevé d'acquiescer une formation spécifique et du coût de la mobilité géographique, il serait surprenant qu'une modification des rapports salariaux jugée temporaire par les travailleurs ait provoqué des grands changements dans les orientations de carrière. C'est sur le marché des biens que les effets de réallocation réelle peuvent être les plus grands. En contraignant les hausses de salaires de certaines firmes, la Commission permettait à ces firmes de maintenir des prix plus compétitifs et ainsi d'accroître leur part du marché. C'est l'argument retenu par le professeur Hendrick Houthaker, pour dire que "les contrôles des prix et des salaires seraient susceptibles de favoriser la concentration industrielle." (cité dans Lipsey (1977))

Par ailleurs, une étude récente (Macdonald, 1983) sur les différentiels de salaire entre les secteurs syndiqué et non-syndiqué au Canada arrive à la conclusion que la Commission de Lutte à l'Inflation n'a pas eu d'effet sur la structure relative des salaires. Ce résultat est intéressant dans la mesure où seules les entreprises syndiquées étaient contrôlées par la Commission.

Un deuxième effet "pervers" des contrôles serait de modifier le niveau absolu du salaire réel. En effet, on propose que les salaires peuvent être plus facilement contrôlés que les prix. Ainsi, comme le propose Lipsey (1977), "les politiques de revenus

peuvent quelquefois être plus efficaces pour redistribuer les revenus du groupe "salaires" au groupe "profits" que de réduire l'inflation". Nous avons, pour notre part, choisi une approche bien limitée pour tester cette hypothèse, la seule observation utile que l'on peut souligner, c'est que le rattrapage nécessaire pour compenser les pertes de salaire réel non prévues a été pour la période post-contrôle négatif, ce qui est à l'avantage des travailleurs si l'on compare ces chiffres avec ceux de la période pré-contrôles. Utilisant une méthode beaucoup plus puissante, Létourneau (1979), avait montré, à l'aide des prévisions du modèle macroéconomique du Conference Board of Canada, l'existence d'un transfert des salaires vers les profits. Sa conclusion est fondée sur le fait que les niveaux de profits n'ont pas été affectés par la CLI, le creux économique retenant les profits sous la barrière fixée par la Commission. Sans doute, cela dépend du moment et du mode d'application des politiques de revenus. Notons que dans le cas américain les effets ont été opposés (Lipseu, 1977). Enfin, il demeure toujours possible d'assurer une meilleure répartition ex-post des revenus.

Nous venons de présenter certains exemples des distorsions que peuvent occasionner les politiques de revenus. Bien sûr, il demeure difficile d'en mesurer les coûts économiques réels dans un monde de second rang comme le nôtre. Nous devons, tout de même, rester convaincus que ces coûts sont non-négligeables et significatifs.

Or, nous savons qu'il n'importe pas d'opposer à ces coûts les bénéfices de la baisse de l'inflation occasionnée par les contrôles. L'intérêt des politiques de revenus, tel que proposé de plus en plus dans la littérature et dans ce travail, n'est pas de diminuer l'inflation, mais de diminuer les coûts d'une

politique de déflation.

La conjoncture récente à montrer que les politiques monétaires de lutte à l'inflation ont eu des coûts réels importants. La hausse du taux d'intérêt, les faillites successives, le changement dans les 'paterns' de consommation qu'entraîne inévitablement la hausse du loyer de l'argent, les mises à pied, le chômage et ses conséquences sociales n'en sont que des exemples. Le paradigme keynésien propose que les rigidités dans les prix et les salaires soient une des causes essentielles de l'asymétrie dynamique de la relation de Phillips. Ainsi les contrôles pourraient être utilisés dans une tentative de briser l'inertie inflationniste et d'accomplir ce que les marchés pourraient, selon la vision keynésienne, difficilement faire seuls: diminuer rapidement l'inflation salariale en ligne avec un taux d'inflation plus faible, compatible avec la politique monétaire et fiscale.

À notre connaissance, aucune étude empirique n'a tenté d'estimer l'impact des contrôles salariaux sur la rigidité dynamique des salaires. C'est ce que nous avons tenté. Les résultats que nous avons obtenus confirment la pertinence de cette approche.

Nos résultats confirment, en effet, une bonne partie des présomptions néo-keynésiennes sur l'impact des politiques de revenus sur les accroissements salariaux:

1- Les contrôles ont eu un effet limité et temporaire sur les niveaux d'accroissements salariaux. L'introduction des variables de retombées salariales ont, en effet, nuancé les conclusions plus optimistes auxquelles sont arrivées les autres études canadiennes. L'aspect temporaire des contrôles est appuyé par la stabilité de notre modèle entre les périodes pré-contrôles et post-contrôles.

2- Les contrôles ont permis par ailleurs de

réduire grandement la rigidité salariale, en réduisant l'importance des retombées salariales dans la détermination des salaires. Pour les entreprises directement contrôlées par la Commission, l'impact de la norme a permis de réduire des hausses salariales en liaison plus étroite avec conjoncture. Selon nos données, les mesures de contrôles ont aussi permis de modifier la structure de détermination salariale des unités de négociation non-contrôlées directement par la Commission. Les augmentations salariales sont devenues moins sensibles aux ententes passées et plus sensibles à la conjoncture.

L'application des politiques de revenus varie grandement d'un pays à l'autre et d'une époque à l'autre. Pour prendre un exemple, sous le gouvernement américain de Richard Nixon, les politiques de contrôles se sont divisées en quatre phases qui ont eu chacune un impact différent. Les contrôles gouvernementaux se distinguent par le moment d'imposition et le mode d'application; la fréquence avec laquelle les gouvernements en ont eu recours, la sévérité de la norme et la flexibilité de la Commission de contrôle, l'étendue des prix et des salaires couverts par la commission, et l'action des politiques fiscales et monétaires qui les accompagnent sont autant d'éléments qui peuvent en expliquer l'efficacité ou l'échec. L'efficacité démontrée de l'expérience canadienne est bien fragile et bien presomptueuse est la formule qui garantirait à l'avenir l'efficacité des politiques de revenus.

Les contrôles des revenus demeure une politique à utiliser en de rares occasions. Compte tenu de leurs coûts politiques et économiques, ces politiques doivent, pour être souhaitables, être imposées aux



rare moments où une forte politique de déflation devient souhaitable ou inévitable. De plus, on s'entend pour dire qu'elles sont de moins en moins efficaces lorsque de plus en plus utilisées. Les politiques de contrôles des revenus ne sont donc pas une panacée universelle que l'on peut utiliser à toutes les sauces.

Pour ces raisons, nous devons retourner à notre "planche à dessin"; afin de redéfinir de nouvelles politiques susceptibles de réduire les rigidités dynamiques des salaires. Dans cette voie, cette étude propose une méthodologie intéressante qui peut valoir la peine d'être poussée plus loin.



- ANNEXE -

LISTE DES VARIABLES

WCM : (variable dépendante) Taux de variation composé sur une base annuelle du taux de salaire de base.

1/UH : L'inverse du taux moyen de chômage chez les hommes de 25 à 54 ans, les 4ième, 5ième et 6ième mois précédant la signature de la convention; source: Statistique Canada, Cat. Nos 72-001.

INFL\*\*2 : Moyenne du taux de variation de l'indice des prix à la consommation (IPC) pour les 4ième, 5ième et 6ième mois antérieurs, élevée au carré; source: Statistique Canada, Cat. Nos. 62-001 et 62-543.

R : Une mesure du rattrapage nécessaire pour compenser les pertes de revenu réel dues à une hausse non-anticipée du niveau des prix. R nous est donné par:

$$R = \left[ \left( \left( 1 + \left( \frac{-P_a + P_r - \text{AJUSTE}}{100} \right) \right)^{D_a/D_t} \right) - 1 \right] \times 100$$

où  $P_a$  est la valeur de la variable INFL pour la convention antécédente,  $P_r$  est le taux annuel de l'inflation réalisé au cours de cette convention, AJUSTE est l'écart composé sur une base annuelle entre le salaire négocié et effectif pour la convention antérieure.  $D_a$  est la durée de la convention précédente,  $D_t$  est la durée de la convention à venir.

$$PV_{jt} = \left( \sum_{r=0}^3 \left( \frac{IPV_{jt-r}}{IPV_{jt-r-4}} \right) - 1 \right) * 25$$

où  $IPV_{jt}$  est l'indice de prix de vente dans le secteur  $j$  ( $j$ = les 20 secteurs majeurs de l'industrie manufacturière) au trimestre  $t$  ( $t$ = 1967I à 1982I); source: Statistique Canada, Cat. Nos. 62-001 et 62-543.

COLA : égal à 1 s'il y a une clause d'indexation.

HERFIND : est l'indice de concentration industrielle d'Herfindal; source: Statistique Canada Cat. No. 31-402, Organisation des industries et concentration dans le secteur de la fabrication, des mines et de l'abbattage, 1974.

Les retombées salariales s'expriment sur le plan statistique par une corrélation entre le taux de salaire de base ( $i$ ) et les taux négociés précédemment ( $j$ ) dans la même industrie ou la même région. Nous avons retenu ces deux critères (même industrie et même région) pour établir le groupe de référence auquel appartient chaque unité de négociation. Chaque regroupement doit être à la fois assez délimité pour être pertinent sur le plan économique et être assez large pour qu'un nombre suffisant d'entreprises la composent. Au total, l'échantillon a été subdivisé en 60 groupes réunissant en moyenne 82 conventions (soit au plus 292 et au moins 23). Le détail de cette subdivision est présenté dans le tableau ci-contre.

GROUPE DE REFERENCE RELATIF AUX RETOMBEES  
SALARIALES D'UNE INNDUSTRIE PARTICULIERE  
DANS UNE REGION: DEFINITION DES INDUSTRIES  
ET DES REGIONS.

Industrie	Code de la classification des activités économiques (CAE)	Région*
Abattage et conditionnement de la viande	101	i) Maritimes-Québec Ontario (74)** ii) Prairie (82) iii) C.-B. (36)
Poisson, fruits, légumes, industrie laitière, meunerie, boulangerie, pâtisserie et produits alimentaires divers.	102-108	i) Maritimes (80) ii) Québec (99) iii) Ontario (166) iv) Prairie (78) v) C.-B. (96)
Boissons	109	i) Maritimes-Québec (41) ii) Ontario (47) iii) reste du Canada (23)
Traitement du tabac et produits du tabac	151-153	i) Québec (34) ii) Ontario (23)
Produits en caoutchouc	160-169	i) Québec (39) ii) Ontario (74)
Produits en cuir	170-179	i) Québec (32) ii) Ontario-Prairie (38)
Produits textiles	180-229	i) Maritimes-Québec (136) ii) Ontario (134)
Bonneterie et habillement	230-249	i) Maritimes-Québec (90) ii) reste du Canada (101)
Produits du bois, meubles et articles d'ameublement	250-269	i) Maritimes-Québec (55) ii) Ontario (101) iii) Prairie-C.-B. (73)
Papier et activités annexes	270-279	i) Maritimes (77) ii) Québec (258) iii) Ontario (229) iv) reste du Canada (137)
Imprimerie, édition et activités annexes	280-289	i) Québec (37) ii) Ontario (65) iii) reste du Canada (49)
Sidérurgie, fonderies de fer	291-294	i) Maritimes (52) ii) Ontario (107) iii) Prairie-C.-B. (27)
Fonte et affinage, laminage des métaux non ferreux	295-298	i) Maritimes-Québec (67) ii) Ontario (43) iii) reste du Canada (36)
Fabrication de produits en métal	300-309	i) Maritimes-Québec (76) ii) Ontario (237) iii) reste du Canada (50)
Machines (sauf électriques)	310-318	i) Québec (39) ii) Ontario (123) iii) Prairie- C.-B. (31)

Industrie	Code de la classification des activités économiques (CAE)	Région*
Aéronefs et pièces	321	i) ensemble du Canada (102)
Véhicules automobiles	323-325	i) ensemble du Canada (241)
Matériel ferroviaire roulant, construction et réparation de navires, fabricants de véhicules divers	326-329	i) Maritimes (34) ii) Québec (43) iii) Ontario (30) iv) C.-B. (29)
Produits électriques	330-339	i) Maritimes-Québec (129) ii) Ontario (292) iii) reste du Canada (25)
Produits minéraux non métalliques	350-359	i) Maritimes-Québec (62) ii) reste du Canada (143)
Produis du pétrole et du charbon, produits chimiques	360-379	i) Maritimes-Québec (94) ii) Ontario-Prairie (129)
Industries manufacturières diverses	380-399	i) Maritimes-Québec (32) ii) Ontario (72)

\* Les conventions interrégionales, et celles qui sont négociées dans les territoires, sont incluses dans la cellule reste du Canada.

\*\* Le nombre qui suit, entre parenthèses, le nom de la région correspond au nombre de conventions négociées dans chaque cellule industrielle et régionale.

Voir Auld et al. (1979a) pour un traitement similaire des retombées salariales.

SPILL : est la moyenne des J augmentations du salaire de base tel que signés au sein du groupe de référence auquel appartient l'observation i. J varie selon le nombre d'ententes ayant eu lieu dans le groupe de référence entre le moment de la signature de la nouvelle convention i et la date de signature de la convention qui vient à échéance. Par souci de simplification des calculs J prends au maximum la valeur 12.

$$SPILL_i = \sum_{j=1}^J WCM_j / J$$

SPILL\*D : est la moyenne des J augmentations de salaire de base accordées dans le groupe de référence pondérée par  $D_{ij}$ , soit la durée en mois entre la signature de la convention i et la j ième entente qui la précède.

$$SPILL * D_i = \sum_{j=1}^J WCM_j * D_{ij} / J$$

SPILL\*D2 : est la moyenne des J augmentations de salaires de base pondérées par  $D_{ij}$  au carré.

$$SPILL * D2_i = \sum_{j=1}^J WCM_j * D_{ij}^2 / J$$

SPILL\*C : est la moyenne des J augmentations de salaires de base pondérées une dichotomique  $C_j$ , où  $C_j$  égale à 1 si la convention j a été signée pendant la période des contrôles (15-10-1975 au 31-03-78).

$$SPILL * C_i = \sum_{j=1}^J WCM_j * C_j / J$$

SPILL\*C\*D : est la moyenne des J augmentations de salaires de base pondérées par le produit de  $D_{ij}$  et  $C_j$ .

$$SPILL * C * D_i = \sum_{j=1}^J WCM_j * C_j * D_{ij} / J$$

SPINORME : est une variable estimée uniquement pour la période des contrôles, elle a été calculée pour refléter la norme de la Commission. Il s'agit de la moyenne des 20 augmentations de salaires de base au sein des unités de négociation contrôlées par la commission.



---

 BIBLIOGRAPHIE & REFERENCES
 

---

- Auld A., Christofides L.N., Swindinsky R., Wilton D.A. (1979a), "Facteurs Determinants des Ententes Salariales Négociées au Canada (1965-1975)", Commission de Lutte contre l'Inflation, Ottawa.
- (1979b), "The Impact of the Anti-Inflation Board on Negotiated Wage Settlements", Canadian Journal of Economics, vol. 12, 1979, pp. 195-213.
- Azariadis C. (1975), "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria", Journal of Political Economy, 83, 1975, pp. 1183-1202.
- (1979), "Implicit Contrats and Related Topics: a Survey" CARESS Working Paper # 79-17, Univ. of Pennsylvania.
- Canada, Commission de Lutte contre l'Inflation (1979), "Historique de la Commission de Lutte contre l'Inflation", Ottawa.
- Carr J. (1976), "Wage and Prices Controls: Panacea for Inflation or Prescription for Disaster?", in Walker (1976).
- Christofides L.N., Wilton D.A. (1979), "Etude des Effets sur les Taux de Salaire de Base Négociés du Contrôle des Salaires au Canada (1975I-1978II)", Commission de Lutte contre l'Inflation, Ottawa.
- (1984), "Wage Determination in the Aftermath of Controls", University of Waterloo, Discussion Paper No. 1984-1.
- Cousineau J.-M., Lacroix R. (1978), "L'impact de la politique canadienne de contrôles des prix et des revenus sur les ententes salariales", Canadian Public Policy, vol. 54, #1 (été 1978), pp. 89-100.
- , Bilodeau D. (1983), "The Determination of Escalator Clauses in Collective Agreements", The Review of Economics and Statistics, may 1983.

- Deton F., Feather L. & Robb A.L. (1974), "Patterns of Unemployment Behaviour in Canada", Conseil économique du Canada, Ottawa.
- Dunlop J. (1944), "Wage Determination under Trade Unions", Macmillan, 1944.
- Dussault F. et Lacroix R. (1981), "The Spillover Effect of Public-Sector Wage Contracts in Canada", Université de Montréal, cahier 8105.
- (1982), "Les modèles scandinaves et la détermination des salaires des industries manufacturières canadiennes: Une analyse microéconomique", Université de Montréal, cahier 8209.
- (1983), "Spillover in Wage Determination Process: A Theoretical Model", Université de Montréal, cahier 8308.
- Eckstein, O. et Brimmer (1972), "The Inflation Process in the United States", Joint Economic Committee, 72-171, O. (Feb. 72), pp.1-46.
- Hall R.E. et Lilien D.M. (1979), "Efficient Wage Bargains under Uncertain Supply and Demand", American Economic Review, (3) 1979.
- Keynes J.M. (1936), "The General Theory of Employment, Interest and Money", Macmillan, 1936.
- Gordon, R.J. (1972), "Wage-Price Controls and the Shifting Phillips Curve", Brookings Papers on Economic Activity, 21, (1972), pp.385-430.
- Letourneau R. (1979), "The Impact of Income Policies: A Framework for Analysis", The Conference Board of Canada, 1979.
- Lipsey R.G. (1977), "Wage-Price Controls: How to Do a Lot of Harm by Trying to Do a Little Good", Canadian Public Policy, vol 3, #1 (hivers 1977), pp.1-13.
- Lipsey R.G. (1981), "The Understanding and Control of Inflation: Is There a Crisis in Macro-Economics?", Canadian Journal of Economics, Nov. 81, 14(4), pp.545-75.
- , Parkin J.M. (1970), "Income Policy a Re-Appraisal", Economica, vol. 37, # 146, (mai 1970), pp.115-138.
- Macdonald G.M. (1983), "The Size and Structure of Union - Non-Union Wage Differentials in Canada Industry: Corroboration, Refinement and Extension.", Canadian Journal of Economics, aug. 83.

- Mortensen D.T. (1970), "A Theory of Wage and Employment Dynamics", in Phelps.
- Negishi T. (1979), "Microeconomic Foundations of Keynesian Macroeconomics", North-Holland, 1979.
- Oi W.Y. (1976), "On Measuring the Impact of Wage-Price Controls: A Critical Appraisal", dans "The Economics of Wage and Price Controls", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, A supplementary Series to the Journal of Monetary Economics, North-Holland.
- Phelps E.S. et al. (1970), "Microeconomic Foundation of Employment and inflation theory", W.W. Norton and Company, NY.
- Perry G.L. (1970), "Changing Labor Markets and Inflation", Brooking Papers on Economic activity, (1970), pp. 441-448.
- Reid F.J. (1976), "Canadian Wage and Price Controls", Canadian Public Policy, Hiv. 1976.
- (1979), "The Effects of Controls on the Rate of Wage Change in Canada", Journal of Economics, 12, pp.214-227.
- (1981), "Control and Decontrol of Wages in the United States: Empirical Analysis", American Economic Review, March 81, Vol.71, No 1, pp. 108-119.
- Reuber G.L. (1970), "Wage Adjustement in Canadian Industry, 1953-1966", Review of Economic Studies, vol. 37, No 4, oct. 1970, pp.449-468.
- Ridall M.C. (1980), "The Responsiveness of Wage Settlements in Canada and Economic Policy", Canadian Public Policy, (1) 1980.
- Schuenttinger R.L. (1976), "The Historical Record: A Survey of Wage and Prices Controls over Fifty Centuries", in Walker (1976).
- Walker M., ed. (1976), "The Illusion of Wages and Prices Control; Essays on the Inflation, its Causes and its Cures", Fraser Institute, 1976.
-

