

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA COURBE DE PHILLIPS DE LONG TERME  
ET LES RIGIDITÉS SALARIALES :  
UN TEST DE LA CONJECTURE DE TOBIN

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
KARINE DUMONT

JANVIER 2000

## Remerciements

Ce mémoire est l'aboutissement de deux années d'études bien remplies. Plusieurs personnes m'ont été d'une grande aide au cours de ces deux années, que ce soit par leur soutien ou par leur disponibilité. J'aimerais en remercier quelques unes.

Tout d'abord, je voudrais remercier mon directeur, M. Pierre Fortin. Je crois que ce mémoire n'aurait jamais vu le jour si ce n'avait pas été de sa grande disponibilité, de ses encouragements et de sa compréhension. De plus, son soutien financier m'a permis de me concentrer sur mes études.

Merci également à Tim Sargent pour nous avoir fourni sa banque de données canadiennes.

Je voudrais aussi remercier ma famille et particulièrement mon copain Jocelyn. Sa continuelle bonne humeur et sa façon de toujours voir les choses du bon côté m'ont permis de rester positive et d'apercevoir la lumière au bout du tunnel.

Finalement, je ne pourrais passer sous silence la plus belle chose qui me soit arrivée : la venue au monde de ma fille Alexandra. Ses mille et un sourires me font oublier tous les petits côtés moins agréables de la vie.

## Table des matières

<b>REMERCIEMENTS</b> .....	ii
<b>LISTE DES TABLEAUX</b> .....	vi
<b>RÉSUMÉ</b> .....	vii
<b>INTRODUCTION</b> .....	1
<b>CHAPITRE 1</b>	
<b>REVUE DE LA LITTÉRATURE</b> .....	5
1.1) La courbe de Phillips.....	5
1.1.1) Origine de la courbe de Phillips.....	5
1.1.2) La courbe de Phillips additionnée des anticipations.....	6
1.1.3) La courbe de Phillips de long terme.....	9
1.2) Théorie de la résistance à la baisse des salaires nominaux.....	10
1.2.1) Apparition de la notion de courbe de Phillips de long terme non linéaire.....	10
1.2.2) L'hypothèse de la résistance des salaires nominaux à subir une baisse.....	14
1.3) Modèle d'Akerlof, Dickens et Perry.....	17
1.3.1) Théorie sous-jacente au modèle d'ADP.....	17
1.3.2) Modèle explicite d'ADP.....	19
1.3.3) Modèle d'estimation d'ADP.....	22
1.3.4) Résultats.....	24
<b>CHAPITRE 2</b>	
<b>RECONSTRUCTION DU MODÈLE THÉORIQUE</b> .....	26
2.1) Simplification du modèle d'ADP.....	26
2.2) Concentration sur les salaires.....	33
2.3) Ajout de variables explicatives.....	33

<b>CHAPITRE 3</b>	
<b>LES DONNÉES</b> .....	35
3.1) Les salaires.....	35
3.1.1) L'ensemble de l'économie.....	36
3.1.2) Le secteur des entreprises.....	36
3.2) La productivité.....	37
3.2.1) L'ensemble de l'économie.....	37
3.2.2) Le secteur des entreprises.....	37
3.3) Les prix à la consommation.....	37
3.4) Les prix à la production.....	38
3.5) Le salaire minimum.....	39
3.6) L'assurance-chômage.....	39
3.7) La taxation directe.....	40
3.7.1) Les taxes sur la masse salariale.....	40
3.7.2) L'impôt sur le revenu des particulier.....	41
3.8) Le taux de chômage.....	41
3.9) Les variables de contrôle des salaires.....	42
3.10) Le taux de syndicalisation.....	42
<b>CHAPITRE 4</b>	
<b>ESTIMATIONS ET TESTS D'HYPOTHÈSES</b> .....	43
4.1) Comparaison de notre méthode d'estimation avec celle de Djoudad et Sargent.....	43
4.2) Résultats obtenus à partir de notre modélisation et de nos données..	47
4.3) Tests d'adéquation statistique.....	53
4.4) Test du J non imbriqué de Davidson et MacKinnon.....	56

<b>CHAPITRE 5</b>	
<b>CONSÉQUENCES DES RÉSULTATS POUR LA COURBE DE PHILLIPS DE LONG TERME.....</b>	<b>58</b>
5.1) Déduction de la courbe de Phillips de long terme.....	58
5.2) Tracé estimatif de la courbe de Phillips de long terme.....	60
<b>CONCLUSION.....</b>	<b>63</b>
<b>ANNEXE 1</b>	
<b>FIGURE ILLUSTRANT LA RÉSISTANCE À LA BAISSÉ DES SALAIRES.....</b>	<b>66</b>
<b>ANNEXE 2</b>	
<b>ESTIMATION DE LA COURBE DE PHILLIPS AVEC LE TERME « S » .....</b>	<b>67</b>
<b>ANNEXE 3</b>	
<b>DÉDUCTION DU MARKUP.....</b>	<b>69</b>
<b>ANNEXE 4</b>	
<b>DESCRIPTION DES DONNÉES.....</b>	<b>71</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>	<b>74</b>

## Liste des tableaux

TABLEAU	PAGE
4.1 Estimation de modèles d'inflation, 1956-1996.....	45
4.2 ÉQM des erreurs de prédiction du modèle d'inflation estimé 1956-1989.....	46
4.3 Estimation du modèle général de variation des salaires nominaux, 1956-1997..	48
4.4 Estimation du modèle épuré de variation des salaires nominaux, 1956-1997....	51
4.5 Résultats des tests ARCH.....	53
4.6 Résultats des tests de Breusch-Godfrey.....	54
4.7 Résultats des tests RESET.....	55
4.8 ÉQM des erreurs de prévision de notre modèle 1956-1989.....	55
4.9 Résultats des tests de type Wald.....	57

## Résumé

Ce mémoire cherche à vérifier si la courbe de Phillips de long terme possède une pente négative pour des taux d'inflation faibles, c'est-à-dire si une réduction permanente du taux d'inflation requiert une hausse aussi permanente du taux de chômage. La justification théorique de l'existence d'une telle relation d'arbitrage à long terme entre l'inflation et le chômage repose sur une contrainte imposée à l'homogénéité classique dans les prix. La contrainte étudiée ici est la résistance des salaires nominaux à encaisser des corrections négatives.

Cette hypothèse fut initialement proposée par Tobin (1972) et étudiée empiriquement par Akerlof, Dickens et Perry (1996) pour les États-Unis et par Sargent et Djoudad (1997) pour le Canada. Nous nous distinguons de ces derniers par une approche théorique et économétrique plus simple, par l'estimation d'une courbe de Phillips des salaires plutôt que des prix et par l'addition de certaines variables explicatives, comme la taxation directe, le salaire minimum relatif et la croissance retardée des salaires.

L'estimation de notre courbe de Phillips salariale est effectuée à partir des données macroéconomiques annuelles canadiennes pour la période 1956-97. La validation statistique de notre approche repose sur les tests d'exclusion et d'adéquation habituels, sur la simulation statique et dynamique du modèle estimé et sur un test d'hypothèse applicable à des modèles non imbriqués. Il ressort de cette batterie de tests que la validité du modèle non linéaire de type Tobin ne peut être rejetée, tandis que le modèle linéaire standard est, quant à lui, décisivement rejeté.

Les paramètres estimés dans le modèle non linéaire retenu indiquent qu'à long terme le taux de chômage minimum soutenable (TCMS) pour le Canada serait actuellement d'environ 6,6%, mais avec un écart-type assez important de 0,9 point de pourcentage. Si on désirait réaliser un taux de chômage d'équilibre légèrement supérieur à ce niveau, soit 7%, il faudrait accepter un taux d'inflation permanent pouvant aller de 4% à 6%. Cela veut dire que la cible d'inflation canadienne officielle de 2% pourrait constituer un obstacle à la réalisation d'un taux de chômage permanent plus bas. À tout le moins, l'incertitude actuelle entourant la nature de l'arbitrage inflation-chômage à bas taux d'inflation commande la prudence dans l'élaboration de la politique monétaire.

**Mots clés :** long terme, rigidité, salaire, inflation, chômage

## Introduction

Depuis une décennie, plusieurs banques centrales, dont la Banque du Canada, ont entrepris de réaliser la stabilité du niveau général des prix en se donnant des cibles d'inflation variant entre 1% et 4%. Dans le cas du Canada, la cible officielle est de 2%, avec une marge de fluctuation de 1% de part et d'autre de cette valeur centrale. L'objectif est de minimiser les distorsions que peut entraîner l'inflation, comme l'incertitude sur les prix futurs, la variabilité des prix relatifs, les redistributions arbitraires de revenu, etc. que décrivent les manuels de macroéconomie (par exemple, Mankiw 1998). Résumant la littérature récente, Hess et Morris (1996) rapportent que ces distorsions s'accroissent lorsque l'inflation passe d'un niveau faible à modéré. Ils définissent comme faible un taux d'inflation inférieur à 10% et comme modéré un taux d'inflation compris entre 10% et 20%. Le problème est que la littérature contemporaine est loin d'être concluante sur le taux d'inflation inférieur à 10% qu'il est souhaitable de réaliser.

Toute politique visant à réduire l'inflation apporte des avantages et entraîne des coûts. Les avantages découlent de l'élimination des distorsions mentionnées ci-dessus. Les coûts résultent des hausses temporaires ou permanentes du taux de chômage que nécessite la politique visant à réduire et à maintenir l'inflation à un niveau plus bas. La question économique est ici de savoir à quel niveau (optimal) d'inflation le bénéfice marginal que procure une réduction supplémentaire permanente du taux d'inflation devient inférieur au coût marginal encouru. À l'œil, l'évolution de l'économie canadienne depuis le début de la campagne anti-inflationniste de la Banque du Canada, il y a 10 ans, ne démontre pas hors de tout doute que la poursuite de la stabilité des prix a engendré plus d'avantages que de coûts. Le taux d'inflation canadien (IPC) est passé de 5% en 1989 à 1,4% en 1992 et est demeuré autour de ce niveau depuis. De son côté, la hausse des salaires s'est établie à 2,1% de 1991 à 1998. Mais, à 9,8%, le taux de chômage moyen de la

période 1990-1998 a été le plus élevé de toutes les décennies depuis la fin de la Grande Dépression des années 30. Malgré la baisse du poids démographique des jeunes, les fortes compressions à l'assurance-chômage et la pression croissante de la concurrence intérieure et internationale, qui ont dû faire diminuer sensiblement le taux de chômage structurel, le taux de chômage en 1999 avoisine encore les 8%. De plus, de 1989 à 1998, le taux de croissance annuel moyen du PIB réel canadien n'a été que de 1,7%, soit le plus faible de tous les pays industriels et le plus faible enregistré au pays depuis 60 ans. Pour déterminer si le nouveau régime monétaire canadien a été un succès ou un échec, il est nécessaire d'explorer de manière plus fine le lien entre la stabilisation de l'inflation à un très bas niveau et l'impact que cela a exercé sur le taux de chômage.

La comparaison de l'évolution canadienne avec l'évolution américaine dans la dernière décennie soulève au moins la question de l'existence d'un lien négatif persistant entre l'inflation et le chômage. Le taux de chômage moyen des années 90 aux États-Unis a été inférieur de 4 points à celui du Canada, soit 5,8%. De son côté, le taux d'inflation (IPC) est passé de 5% en 1989 à 3% en 1991. Depuis lors, il a été de 2,7% en moyenne, tandis que le taux moyen d'augmentation des salaires se chiffrait à 3,3%. Ces taux d'augmentation des prix et des salaires aux États-Unis sont supérieurs de 1,2 point aux taux canadiens correspondants. Il est vrai que cette différence de taux d'inflation n'est pas très importante, mais l'argumentation que nous allons développer ouvre justement la possibilité que la relation inflation-chômage (la courbe de Phillips) de long terme soit très aplatie lorsque le taux d'inflation est très bas, c'est-à-dire que de petites réductions permanentes du taux d'inflation entraînent des hausses permanentes très appréciables du taux de chômage.

Comment cela est-il possible? L'hypothèse de résistance des salaires nominaux à subir une correction absolue à la baisse pourrait expliquer pourquoi, plus nous nous rapprochons d'un niveau d'inflation nul, plus nous faisons face à des coûts persistants ou même permanents en termes de production et d'emploi.

Traditionnellement, la courbe de Phillips de long terme est représentée comme étant une droite verticale, c'est-à-dire que le taux de chômage d'équilibre (ou non accélérationniste, le TCNA) est indépendant du taux d'inflation choisi comme cible de la politique monétaire. L'existence de rigidités des salaires nominaux à subir une correction à la baisse ferait en sorte que la courbe de Phillips de long terme soit convexe en bas d'un certain niveau d'inflation.

L'intuition derrière cette hypothèse (due à James Tobin, 1972) est que les entreprises auraient de la difficulté à faire diminuer le salaire nominal de leurs employés, étant donné que ces derniers perçoivent toute coupe absolue de salaire comme une grande injustice. Les entreprises qui font face à certaines difficultés financières doivent abaisser le salaire réel de leurs employés. Lorsque le taux d'inflation est de 5% à 10%, elles peuvent agir sur le salaire réel sans aucune difficulté, car le taux d'inflation leur permet d'ajuster à la hausse le salaire nominal d'un pourcentage inférieur à la hausse des prix. Les employés subissent en réalité une baisse de leur pouvoir d'achat, car leur salaire réel diminue. Mais ils n'interprètent pas la réalité de cette façon. Pour eux, une augmentation du salaire nominal est perçue comme une augmentation de pouvoir d'achat. Cependant, si le niveau d'inflation est très bas, alors la marge de manœuvre des entreprises devient très mince. Il ne leur est plus possible de réduire le salaire réel sans réduire le salaire nominal. Elles doivent alors réduire leurs effectifs si elles veulent diminuer leurs coûts d'opération. Ces mises à pied se répercutent évidemment sur le taux de chômage. Plus le taux d'inflation se rapproche de zéro, plus cette pression sur les salaires nominaux se fait sentir et plus grandes sont les répercussions sur le niveau d'emploi. C'est cette hypothèse de résistance des salaires nominaux à subir une baisse absolue que nous tenterons de modéliser pour être capable de parvenir à des conclusions au sujet de la possible relation non linéaire entre l'inflation et le chômage à long terme. L'importance de parvenir à des conclusions à ce sujet est d'autant plus grande que plusieurs pays ont maintenant adopté un régime monétaire basé sur une cible de stabilité des prix (Nouvelle-Zélande, Grande-Bretagne, Suède, Espagne, Australie, etc.).

Dans le premier chapitre de ce mémoire, nous dressons un historique de la relation entre le chômage et l'inflation communément appelé la courbe de Phillips. Cet historique expose l'origine de cette relation, les modifications qu'elle a subies au cours des ans, ainsi qu'une explication plus approfondie de l'hypothèse des rigidités à la baisse des salaires nominaux. Une application de la théorie de Tobin y est aussi présentée. Cette revue de la littérature nous mène ensuite au deuxième chapitre qui est consacré à la reconstruction du modèle théorique pour tenir compte de l'existence possible de l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux. Le troisième chapitre, quant à lui, donne une description des données que nous avons utilisées pour estimer notre modèle. Le quatrième chapitre porte sur les résultats obtenus ainsi que sur les tests de validité effectués. Dans le cinquième chapitre, il est question des conséquences des résultats pour la courbe de Phillips de long terme.

# Chapitre 1

## Revue de la littérature

Dans ce chapitre, nous présentons un bref rappel de l'évolution de la courbe de Phillips depuis sa création. Dans la première section, nous discutons de l'origine de la courbe de Phillips ainsi que des modifications importantes qu'elle a subies par la suite. La deuxième section porte sur l'apparition de l'hypothèse des rigidités salariales dans la relation entre le chômage et l'inflation. La troisième section, quant à elle, expose une application récente de l'hypothèse des rigidités à la baisse des salaires nominaux.

### 1.1) La courbe de Phillips

#### 1.1.1) Origine de la courbe de Phillips

En 1958, A.W. Phillips, du London School of Economics, publia un article intitulé « *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957* »<sup>1</sup>. Dans cet article, il examina 97 années de données britanniques sur le chômage et la croissance des salaires nominaux. Il trouva qu'historiquement le chômage avait tendance à être faible lorsque la croissance des salaires nominaux était rapide, et à être élevé lorsque la croissance des salaires nominaux était lente.

Par la suite, les économistes qui ont utilisé la relation de Phillips ont souvent favorisé l'utilisation du taux d'inflation au lieu de la croissance des salaires dans

---

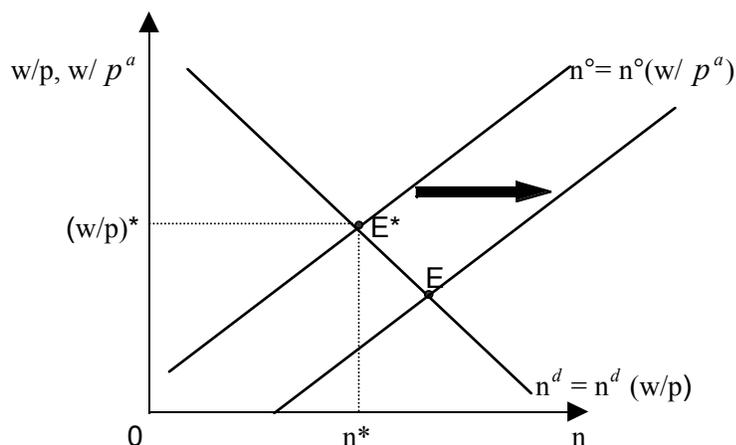
<sup>1</sup> *Economica*, novembre 1958 pp.283-299.

l'examen du lien avec le chômage. Dans les années 60, plusieurs études ont été effectuées pour examiner la relation entre le chômage et l'inflation dans différents pays. Dans plusieurs cas, on a trouvé une relation négative. L'une des études fut réalisée par Paul Samuelson et Robert Solow (1960). Ils ont utilisé les données américaines de 1900 à 1960 et ils ont effectivement trouvé une relation négative entre les deux variables. Ce fut le début de plusieurs débats sur une relation empirique qui prit le nom de « *courbe de Phillips* ». Celle-ci offrait aux autorités monétaires un menu de combinaisons possibles entre le chômage et l'inflation. On crut qu'elles pouvaient acheter un chômage plus bas au prix d'un taux d'inflation plus élevé. Cependant, cette relation qui semblait si claire au départ fut contestée vers la fin des années 60 par deux auteurs américains, Milton Friedman et Edmund Phelps.

### 1.1.2) La courbe de Phillips additionnée des anticipations

Friedman (1968) et Phelps (1968) publièrent chacun un article qui mettait en question la logique intrinsèque de la courbe de Phillips. Sur la base d'un raisonnement théorique, ils affirmaient, avant même que des études empiriques le montrent, qu'il ne devrait pas y avoir de relation négative stable entre le chômage et l'inflation, mais plutôt entre l'inflation non anticipée (différence entre l'inflation observée et l'inflation anticipée) et le chômage cyclique (différence entre le chômage observé et un chômage d'équilibre, ou naturel).

L'argument de Friedman reposait sur la possibilité d'une erreur de prévision des prix de la part des travailleurs. Dans une économie où le niveau général des prix est stable (ou augmente de façon prévisible), l'offre ( $n^o$ ) et la demande ( $n^d$ ) de travail déterminent un niveau de salaire réel et d'emploi en équilibre, comme au point  $(n^*, (w/p)^*)=E^*$  sur le graphique suivant :



Mais, dit Friedman, supposons que la banque centrale crée une expansion monétaire qui fait augmenter les prix (ou les accélère). Les entreprises vont percevoir immédiatement la hausse des prix et observer leur rentabilité s'améliorer au taux de salaire courant. Comme  $w/p$ , le salaire réel, baisse, la demande de travail va augmenter. Par contre, suppose Friedman, les travailleurs étant plus lents à se rendre compte de la hausse de prix, ils conservent leur perception (fausse) que les prix n'ont pas changé pendant un temps. Leur anticipation de prix est égale au prix de la période précédente :  $p^a = p_{-1}$ . La concurrence accrue entre employeurs leur procure des salaires nominaux et réels perçus plus élevés, ce qui les amène à offrir plus de travail. Le nouvel équilibre sur le marché se situe à un point comme E, à un niveau d'emploi supérieur au niveau d'emploi d'équilibre. Mais la seule raison de cette hausse d'emploi est l'erreur de perception des travailleurs, mesurée par le rapport  $p/p^a$ . Si les élasticité sont constantes, on peut écrire la relation de Friedman comme suit :

$$\log n - \log n^* = b(\log p - \log p^a) \quad \text{où } b > 0$$

ou encore :

$$\begin{aligned} \log p &= \log p^a + \frac{1}{b}(\log n - \log n^*) \\ &= \log p^a - \frac{1}{b}(u - u^*) \end{aligned}$$

où  $u - u^* = \log n^* - \log n$  est l'écart entre le taux de chômage et son niveau d'équilibre, appelé chômage naturel par Friedman. Soustrayant le logarithme des prix de la période précédente des deux membres de la relation, on trouve finalement :

$$\pi = \pi^a - h(u - u^*) \quad \text{où } h \approx 1/b,$$

soit une relation négative entre le taux d'inflation et le taux de chômage à la Phillips, mais additionnée de l'anticipation d'inflation. En l'absence d'erreur de prévision, on a un niveau d'inflation égal à celui anticipé et alors le chômage est égal au chômage naturel, quel que soit le niveau d'inflation. Ainsi, l'équilibre économique conçu par Friedman (le point E\* sur le graphique) en est un où les erreurs de perceptions sont absentes et où le taux de chômage est égal à son niveau naturel indépendamment du taux d'inflation.

Selon cette nouvelle approche, des changements dans le taux d'inflation anticipée ou dans le taux de chômage naturel font varier la courbe de Phillips. Cela permet de mieux comprendre pourquoi la relation entre le chômage et l'inflation ne semble pas claire à certaines occasions. Dans les années 60, le taux d'inflation anticipée et le taux de chômage naturel étaient relativement stables. C'est pour cette raison qu'au cours de ces années les économistes percevaient une relation négative entre l'inflation et le chômage observés. Cependant, au cours des années 70 et 80, le taux d'inflation anticipée et le chômage naturel ont varié beaucoup plus, ce qui a occasionné une instabilité de la courbe de Phillips qui ne tenait pas compte des anticipations. En effet, plusieurs changements dans l'environnement économique ce sont produits au cours de cette période. Il y a eu, entre autres, les chocs pétroliers, les changements dans la composition de la force de travail, les changements technologiques et les conditions d'admissibilité à l'assurance-chômage.

### 1.1.3) La courbe de Phillips de long terme

Nous voyons très bien par l'analyse graphique de la courbe de Phillips additionnée des anticipations, que nous venons d'exposer, qu'il existe une relation négative entre l'inflation non anticipée et le chômage cyclique. Nous pouvons cependant très bien comprendre, toujours selon cette analyse, que cette situation ne peut pas se reproduire indéfiniment. En effet, les travailleurs qui se laissent tromper par une augmentation non anticipée du niveau général des prix s'aperçoivent de leur bévue un jour ou l'autre. Selon la théorie des anticipations rationnelles, les travailleurs vont prendre en compte les nouvelles informations dans leurs prochaines anticipations de sorte qu'à long terme le niveau d'emploi retournera à son niveau d'équilibre initial, c'est-à-dire  $E^*$ . Selon cette même théorie, à long terme l'inflation est parfaitement anticipée. L'offre et la demande agrégées s'ajustent donc pour se trouver au niveau de production optimal. Nous sommes alors au plein-emploi où il n'y a pas de chômage cyclique et ce, quel que soit le niveau des prix. La courbe de Phillips de long terme est donc représentée par une droite verticale partant du niveau de chômage naturel qui est indifférent au niveau de l'inflation. Une économie qui voudrait diminuer son niveau d'inflation devrait donc subir des coûts en terme de chômage qui seraient transitoires, car à long terme le taux de chômage reviendrait à un niveau compatible avec le plein-emploi. Cette théorie ne fait toutefois pas l'unanimité depuis l'apparition de l'hypothèse de la résistance des salaires nominaux à subir une correction à la baisse. La prochaine section porte d'ailleurs sur ce point.

## 1.2) Théorie de la résistance à la baisse des salaires nominaux

### 1.2.1) Apparition de la notion de courbe de Phillips de long terme non linéaire

En 1972, James Tobin publia dans l'*American Economic Review* son discours présidentiel traitant de l'inflation et du chômage. Cet article remettait en cause certaines notions véhiculées dans le milieu économique. L'une de celle-ci concerne la relation entre le chômage et l'inflation. En voici un extrait :

« La relation entre eux (le chômage et l'inflation) est le principal problème économique intérieur des présidents et des premiers ministres, et le secteur majeur de controverse et d'ignorance en macroéconomie. »<sup>2</sup>

En particulier, Tobin remet en question la croyance selon laquelle il n'y aurait aucun compromis possible à long terme entre le chômage et l'inflation étant donné l'existence d'un niveau de chômage optimal pour lequel tout niveau d'inflation peut être atteint (le chômage de plein-emploi de Friedman). Selon lui, il serait préférable de voir le chômage correspondant à un niveau d'inflation stable comme étant involontaire et non optimal. En effet, malgré le nombre croissant d'économistes qui remettaient en question l'existence d'une courbe de Phillips durable, Tobin soutenait qu'il y avait des gains réels à avoir de l'emploi additionnel, lesquels devaient être mis en comparaison avec les coûts de l'inflation supplémentaire.

Il commence son argumentation en faisant intervenir la définition du plein-emploi de Keynes. Celui-ci définissait le plein-emploi comme étant l'offre agrégée maximale, où même une augmentation de la demande agrégée ne peut pas favoriser l'emploi et la production. Ceci correspond selon Keynes à un niveau de chômage involontaire, contrairement à l'hypothèse « orthodoxe » selon laquelle le chômage persistant au plein-emploi serait volontaire. Les orthodoxes voyaient dans la rigidité

---

<sup>2</sup> J. Tobin, « Inflation and Unemployment », p.1. Traduction libre.

des salaires une preuve que le chômage, même dans la Grande Dépression, était volontaire. Pour expliquer son point de vue, Keynes souligna que les marchés ne réajustaient pas leurs prix et leurs salaires à chaque jour, mais plutôt pour des périodes beaucoup plus longues. Ceci l'amena à l'explication centrale de sa théorie : les travailleurs sont prêts à accepter l'inflation comme un moyen de réduire les salaires réels, mais ils refusent systématiquement une diminution absolue des salaires nominaux. Pour affirmer cela, il s'appuya sur le fait que la capacité de négociation des travailleurs dépend en grande partie des salaires réels relatifs et non absolus. Ceci signifie que les travailleurs sont prêts à garder leur emploi si les salaires réels tombent partout, mais le quittent si leur salaire réel diminue pendant que ceux des autres secteurs de l'économie ne subissent aucune baisse. Selon Keynes, il ne fallait toutefois pas voir dans cela une illusion monétaire. En effet, le chômage involontaire doit être vu comme étant un phénomène de déséquilibre. La résistance des salaires serait donc un résultat de la vitesse d'ajustement des marchés face aux chocs, de leur ampleur et de leur fréquence, plutôt qu'un symptôme d'irrationalité.

C'est là une des raisons pour lesquelles Keynes croyait qu'une période de déflation serait, au mieux, un faible stabilisateur et fort possiblement une source d'augmentation et non de diminution du chômage. Le débat soulevé par Keynes ressemble étrangement aux questions soulevées par la courbe de Phillips. La doctrine de la courbe de Phillips peut en fait être vue comme l'équivalent d'après-guerre de la théorie des salaires et de l'emploi de Keynes.

Tobin adapte ensuite le discours de Keynes sur le chômage involontaire aux discussions contemporaines sur l'inflation, les salaires et le chômage. À cette fin, il compare deux trajectoires des salaires réels. Dans la première, il suppose un taux de chômage constant associé à une trajectoire des salaires réels qui augmente au rythme de la croissance de la productivité. Dans la seconde trajectoire, le taux de chômage est le même jusqu'au temps  $t$ , mais il diminue de 1% à partir du temps  $t+1$ . Une seconde trajectoire des salaires réels  $y$  est associée. En première

approximation, cette trajectoire montrera la même croissance de la productivité que la première. Les trajectoires peuvent cependant être différentes à cause des bénéfices transitoires en termes de chômage. L'augmentation des salaires sera retardée à court terme si l'augmentation de l'emploi entraîne une diminution de la productivité marginale du travail. Ce qu'il faut se demander, c'est si en situation d'information complète sur les deux alternatives, la seconde trajectoire sera choisie. Autrement dit, est-ce que l'emploi supplémentaire sera comblé volontairement sur la base de la seconde trajectoire des salaires réels? Si oui, indique Tobin, alors ce 1% de chômage était involontaire. Mais une réponse négative n'implique pas nécessairement que les salaires réels n'ont pas diminué, car le chômage et la trajectoire des salaires réels ne sont pas nécessairement en équilibre. Tel que mentionné plus haut, des rigidités sur les trajectoires peuvent s'expliquer par la préoccupation des travailleurs au sujet des salaires relatifs et l'absence d'un mécanisme central de coordination des salaires dans les différents secteurs de l'économie pour les faire bouger dans la même direction en même temps.

Tobin est d'avis que le niveau de chômage, quand l'inflation est nulle, n'est pas complètement volontaire ou optimal. L'économie aurait donc un biais inflationniste : quand le marché du travail fournit autant de postes que nécessaire pour satisfaire toutes les personnes à la recherche d'un emploi, il y a de l'inflation qui se manifeste. L'équilibre macroéconomique stochastique peut fournir une explication à ce phénomène. Nous disons stochastique parce qu'il y a des chocs intersectoriels qui amènent les individus à différents stades du déséquilibre, et macroéconomique parce que les flux perpétuels sur les marchés particuliers produisent le chômage agrégé et les salaires agrégés. L'agrégation des relations entre l'emploi, les salaires et les prix des différents marchés sert à simplifier. On considère l'agrégation comme étant une bonne approximation des réactions individuelles des ménages, des industries et des marchés. Lorsque nous sommes en présence d'un équilibre au niveau de l'ensemble de l'économie, il y a danger de perdre de vue qu'à chaque période il y a des marchés qui sont en demande excédentaire et d'autres qui sont en offre excédentaire. Nous ne voyons que le chômage et les postes vacants. La

différence entre les deux est déterminée par la demande agrégée qui est sujette au contrôle des politiques fiscales et monétaires. Quand la demande agrégée augmente, il y a une diminution des marchés en offre excédentaire et une augmentation des marchés en demande excédentaire, ce qui implique une diminution du chômage et une augmentation des postes vacants.

La demande agrégée peut sembler stable, mais elle cache des fluctuations qui représentent des déséquilibres sur les différents marchés : nouveaux produits, nouveaux procédés, nouvelles tendances, etc. La dispersion entre le chômage et le nombre de postes vacants est une mesure de l'hétérogénéité des marchés individuels. Elle dépend de l'importance des chocs et de la mobilité des travailleurs, ce qui rejoint la théorie de Keynes au sujet du chômage involontaire.

Une hypothèse centrale à cette théorie est que les fonctions reliant la variation des salaires à la demande excédentaire (ou à l'offre excédentaire) sont non linéaires : le chômage restreint moins la variation des salaires que les postes vacants l'accélèrent. Ceci aide à expliquer la courbure de la courbe de Phillips : chaque augmentation du chômage a un effet de moins en moins important sur l'inflation. La non-linéarité est une explication du biais inflationniste. Même en situation d'égalité entre le chômage et les postes vacants, la moyenne des composantes de déséquilibre sera positive, parce que la pression inflationniste exercée par les marchés en demande excédentaire sera plus forte que la pression déflationniste exercée par les marchés en offre excédentaire :

« Le plein-emploi, dans le sens d'égalité entre les postes vacants et le chômage, n'est pas compatible avec la stabilité des prix. Un niveau d'inflation nul requiert un chômage qui excède le nombre de postes vacants . »<sup>3</sup>

Le critère d'équilibre de long terme, zéro inflation et zéro demande agrégée excédentaire, n'est pas atteint dans l'équilibre macroéconomique stochastique. En

---

<sup>3</sup> J. Tobin, « Inflation and Unemployment », p.10. Traduction libre.

effet, l'équilibre à long terme exige qu'il n'y ait pas de chômage, pas de postes vacants et pas d'inflation non anticipée. Mais avec les flux existant entre les marchés, demande excédentaire rime avec inflation et inflation nulle rime avec offre agrégée excédentaire. Le critère d'équilibre de long terme ne peut donc jamais être atteint. Pour ne pas avoir d'inflation, nous devons accepter une augmentation suffisante du chômage pour contrer le biais inflationniste. Pour conserver ce compromis entre le chômage et l'inflation à long terme, James Tobin fait intervenir l'hypothèse d'un plancher salarial.

### 1.2.2) L'hypothèse de la résistance des salaires nominaux à subir une baisse

L'hypothèse du plancher salarial suppose que les salaires nominaux ne peuvent pas subir de baisse. Supposons qu'il y ait un plancher salarial sur la variation des salaires dans les marchés à offre excédentaire, indépendamment de la grandeur de cet excédent et de l'historique des salaires et des prix. La variation des salaires ne sera jamais négative. Elle sera égale au maximum de zéro et de la réponse résultant d'une certaine fonction de réaction. Il est important de mentionner que les marchés qui sont confrontés à un plancher salarial ne participent pas davantage à la création de l'inflation salariale lorsque la demande globale augmente, mais que la fréquence avec laquelle ces marchés se retrouvent au plancher salarial diminue avec l'inflation et la demande agrégée. Voici un extrait du discours de Tobin qui exprime bien cette idée:

« Le phénomène de plancher peut préserver le compromis de Phillips dans certaines limites, mais cette relation devient de plus en plus fragile et peut même disparaître à mesure que la pression de la demande diminue le nombre de marchés en contact avec le plancher zéro. Le modèle implique une courbe de Phillips de long terme qui a une pente très légère à de hauts niveaux de chômage et qui devient verticale à un certain niveau critique de chômage très bas. »<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> J.Tobin, « Inflation and Unemployment », p.11. Traduction libre.

L'objection théorique pouvant être soulevée face à une telle proposition, est qu'un plancher indépendant des salaires et des prix historiques, ainsi que des anticipations, suppose la présence d'illusion monétaire. La réponse de Tobin à cette objection est que le plancher n'est pas nécessairement permanent dans un marché en particulier. En effet, nous pouvons observer une diminution des salaires lorsque le chômage est suffisamment élevé et persistant. De plus, grâce à l'existence des chocs intersectoriels stochastiques, les marchés changent de rôle constamment et il peut toujours y avoir quelques marchés, pas toujours les mêmes, qui doivent faire face au plancher. Ceci permet d'expliquer ce qui s'est produit au cours de la Grande Dépression des années 30. En effet, en 1932 et 1933, nous avons pu observer une diminution des salaires en réponse au chômage élevé et prolongé qui prévalait durant cette période. Cet exemple permet de souligner que l'irrationalité, au sens que des changements dans les valeurs monétaires affectent le comportement individuel de façon permanente, n'est pas nécessaire pour l'existence d'un compromis au sens de Phillips à long terme. On peut donc selon Tobin, se retrouver dans un équilibre macroéconomique stochastique à long terme où le chômage permanent est fonction décroissante de la variation des salaires et des prix, étant donné qu'il y a toujours dans l'économie des secteurs qui sont en déséquilibre.

Pour expliquer comment les employés peuvent résister à une baisse de salaire nominal même s'ils risquent de se faire remplacer, Tobin explique qu'il y a un certain contrat, implicite ou explicite, existant entre l'employeur et l'employé. L'employé anticipe que son salaire et ses conditions de travail vont continuellement augmenter et non diminuer pour un travail donné. En retour, il investit son temps et prend les moyens nécessaires pour être productif au travail. Le marché du travail ne peut se comparer au marché des produits périssables, car il y a des relations de long terme qui s'établissent entre l'employé et l'employeur.

Dans la prochaine section, nous allons exposer l'application de la théorie de Tobin proposée par Akerlof, Dickens et Perry. Elle nous permettra de jeter un peu plus de lumière sur le lien entre la théorie et sa formulation pratique. Les auteurs de

cette application présentent aussi plusieurs éléments de preuve sur la crédibilité de l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux.

### **1.3) Modèle d'Akerlof, Dickens et Perry**

#### **1.3.1) Théorie sous-jacente au modèle d'ADP**

Le modèle d'Akerlof, Dickens et Perry (1996) présente une vision modernisée de l'hypothèse du plancher salarial introduite par Tobin en 1972. Élaboré en 1995, le modèle d'ADP s'appuie sur l'hypothèse que les salaires nominaux résisteraient à toute correction à la baisse, ce qui entraînerait l'existence d'une relation non linéaire entre l'inflation et le chômage même à long terme. Pour y parvenir, les auteurs rapportent d'abord plusieurs études qui démontrent que les agents économiques n'acceptent pas de coupures absolues de leur salaire nominal. L'une de celles-ci, réalisée par Bewley et Brainard (1993) au Connecticut, explique que procéder à des coupures dans la paye des salariés est rarement une réponse aux difficultés financières des entreprises, car les employeurs ont trop peur de la réaction des employés. Ils préfèrent geler les salaires nominaux et jouer sur la possibilité de diminuer les salaires réels grâce à l'inflation. Les années 1990 et 1991 ont été particulièrement difficiles pour les entreprises américaines et l'étude nous permet de constater que certaines coupures nominales ont eu lieu. Sur les 61 firmes interrogées dans l'étude, cinq ont effectué une baisse dans les salaires nominaux, six se rappellent l'avoir fait dans les dix dernières années et onze ont gelé les salaires nominaux. Les onze firmes qui ont diminué les salaires nominaux l'ont fait en raison d'énormes problèmes financiers et elles affirment que la situation s'est rétablie dans les six mois suivant les coupures. Ceci rappelle bien la situation prévalant lors de la Grande Dépression.

Une seconde étude, celle de Kahneman, Knetsch et Thaler (1986), montre que 62% des gens interviewés trouvent injuste une baisse salariale nominale de 7% avec un taux d'inflation nul, mais seulement 22% sont de cet avis lorsque les salaires nominaux augmentent de 5% dans un contexte où l'inflation est de 12%. Dans les deux cas, le salaire réel a diminué de 7%. Les individus semblent donc prêts à quitter leur emploi plutôt que de subir une diminution de leur salaire nominal.

L'hypothèse de base du modèle d'ADP est donc que la variation des salaires nominaux ne peut pas être négative d'une période à une autre. Il s'agit là d'un seuil que les employeurs ne veulent traverser qu'en situation de détresse financière extrême. Tel que mentionné dans l'introduction, ils doivent donc procéder à la réduction de leurs effectifs afin de rétablir leur rentabilité.

Le modèle d'ADP repose principalement sur trois caractéristiques de l'économie : la compétition monopolistique, l'hétérogénéité des chocs d'offre et de demande sur les différents secteurs de l'économie et la rigidité à la baisse des salaires nominaux que nous venons tout juste d'expliquer. Ce sont, en fait, ces trois éléments combinés qui sont responsables de la non-linéarité de la relation à long terme entre l'inflation et le chômage. En effet, les chocs d'offre et de demande affectent de façon différente les firmes à caractère monopolistique. La plupart du temps, les employés supportent ultérieurement un choc quelconque initialement survenu sur un secteur particulier de l'économie. Un choc positif sur la demande d'un produit, par exemple, aura un effet positif sur le salaire des employés de ce secteur ainsi que sur le nombre d'embauches. Un choc de demande négatif aura l'effet contraire.

En raison de l'hétérogénéité des chocs d'offre et de demande, la rigidité salariale doit être perçue comme une contrainte que l'on impose sur certaines firmes même si les salaires de l'économie dans son ensemble augmentent. Cette contrainte affecte les salaires réels à la hausse, et l'emploi à la baisse. Le nombre de firmes contraintes et les effets de la contrainte seront d'autant plus importants que l'inflation sera plus basse. De là apparaît la relation non linéaire entre l'inflation et le chômage.

### 1.3.2) Modèle explicite d'ADP

Regardons maintenant de façon plus détaillée le modèle explicite adopté par ADP. L'équation du salaire nominal, lorsque nous sommes en présence de rigidité à la baisse des salaires nominaux, prend la forme suivante pour l'entreprise individuelle  $i$ . La présentation repose sur Djoudad et Sargent (1997). On a :

$$W_{it}^n = p_t^a G_t \exp(c - au_t) + \varepsilon_{it} \quad \text{où } W_{it}^n = \text{salaire normalement négocié} \quad (1)$$

$p_t^a$  = prix anticipé  
 $G_t$  = productivité  
 $u_t$  = chômage  
 $\varepsilon_{it}$  = choc stochastique normalement distribué à travers les entreprises  $i$

Le salaire négocié est proportionnel au prix anticipé et à la productivité et il est fonction décroissante du taux de chômage. Cette équation peut être déduite de façon élémentaire d'un modèle de négociation salariale.

Puisque les travailleurs rejettent toute baisse absolue de leur salaire, le salaire à la période  $t$  sera le maximum entre celui normalement négocié et celui de la période précédente. S'il n'y avait pas de rigidités, alors le salaire actuel qui s'appliquerait serait égal au salaire normalement négocié. L'équation (2) exprime cette situation :

$$W_{it} = \max(W_{it}^n, W_{t-1,i}) \quad (2)$$

L'équation (1) montre que si les prix et la productivité de la période  $t$  sont supérieurs à ceux de la période  $t-1$ , et que le taux de chômage a diminué, alors le salaire négocié de la période  $t$  sera supérieur à celui de la période  $t-1$ . Il n'y aura pas de risque de diminution des salaires nominaux, à moins que le terme d'erreur  $\varepsilon_{it}$  dans l'équation (1) ne soit fortement négatif. Ce terme d'erreur, qui reflète les

conditions particulières de rentabilité et de préférences de la firme individuelle, fait en sorte que le salaire négocié puisse être supérieur ou inférieur à celui de la période précédente même si la productivité et le taux de chômage sont stables ou qu'il n'y a pas d'inflation. Sans ce terme d'erreur, la rigidité salariale ne serait importante qu'en période de désinflation. Avec le terme d'erreur, une firme peut être en position de vouloir diminuer les salaires nominaux même si l'inflation est positive et que la productivité augmente.

Pour mesurer l'impact des rigidités sur les salaires, ADP ont construit une variable qui calcule la différence entre les salaires observés et normalement négociés. Ici, l'opérateur d'espérance indique que l'on prend les moyennes pour l'ensemble de l'économie (sur l'indice  $i$ ). ADP définissent :

$$S_t = \frac{E(W_{it}) - E(W_{it}^n)}{P_t^a G_t} ? 0 \quad (3)$$

En présence de rigidités, l'espérance des salaires observés à la période  $t$  est supérieure à l'espérance des salaires qui seraient normalement négociés: donc  $S$  est strictement positif. Plus  $S$  est grand, plus la contrainte de rigidité à la baisse des salaires nominaux applique une pression sur les employeurs.  $S$  représente en fait le déplacement favorable que les rigidités font subir à la part du travail dans la valeur ajoutée. Pour une explication graphique, on peut se référer à la figure 1 insérée à l'annexe 1.

Après quelques transformations de l'équation (3)<sup>5</sup>, ADP obtiennent une équation du type courbe de Phillips qui contient le terme  $S$ , c'est-à-dire qu'elle tient compte de la présence possible de rigidités salariales. L'équation en question est la suivante :

---

<sup>5</sup> Voir les détails à l'annexe 2.

$$\pi_t = \pi_t^a + c - a u_t + S_t M \quad \text{où } \pi_t^a \dots \text{taux d'inflation anticipé} \quad (4)$$

$\partial_t \dots$  taux d'inflation réalisé  
 $c \dots$  constante  
 $u_t \dots$  taux de chômage  
 $M \dots$  markup du prix de vente sur  
le coût unitaire en main – d'oeuvre

Cette nouvelle courbe de Phillips diffère de la traditionnelle seulement par son dernier terme :  $S$  reflète les coûts en salaires réels engendrés par les rigidités, et  $M$  convertit ces coûts en prix <sup>6</sup>. Par ailleurs, à long terme, le taux de chômage associé à un niveau d'inflation stable ( $\pi = \pi^a$ ) est le suivant :

$$u^{\text{équilibre}} = \frac{c}{a} + \frac{S_t M}{a} \quad (5)$$

À de hauts niveaux d'inflation, le terme  $S$  est petit et il n'engendre pas ou peu de compromis entre le chômage et l'inflation : la courbe de Phillips de long terme est alors verticale au point  $u^* = c/a$ . Cependant, lorsque l'inflation se trouve à des niveaux inférieurs, alors  $S$  est grand et cela peut affecter sensiblement le taux de chômage : il y a des coûts permanents importants en termes de chômage, ce que reflète une courbe de Phillips de long terme convexe qui se recourbe vers la droite.  $S$  devient de plus en plus important à mesure que l'inflation baisse. Le chômage d'équilibre peut alors devenir très élevé.

---

<sup>6</sup> Voir les détails à l'annexe 3.

### 1.3.3) Modèle d'estimation d'ADP

Le modèle théorique d'ADP est donc constitué des quatre équations suivantes:

$$S_t = \frac{E(W_{it}) - E(W_{it}^n)}{P_t^a G_t} \quad (3)$$

$$\pi_t = \pi_t^a + c - au_t + S_t M \quad (4)$$

$$W_{it}^n = P_t^a G_t \exp(c - au_t) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$W_{it} = \max(W_{it}^n, W_{t-1,i}) \quad (7)$$

Les équations macroéconomiques à estimer sont (3) et (4) pour  $S$  et  $\pi$ . Les équations (6) et (7) sont des équations auxiliaires servant à l'estimation de (3). Pour estimer (3) et (4), il faut modéliser l'anticipation de l'inflation et trouver une expression convenable pour  $S$ . ADP supposent que l'inflation anticipée est formée adaptativement sur la base de l'inflation des deux périodes précédentes. ADP attaquent ensuite l'estimation de  $S$  en supposant que les salaires observés et normalement négociés de chaque entreprise obéissent à une loi normale bivariée (par rapport à  $i$ ) pour tout  $t$ .

Définissant :

$$v_t = \frac{E(W_{t-1,i}) - E(W_{it}^n)}{P_t^a G_t} \quad (8)$$

où  $W_{t-1,i}$  apparaît au lieu de  $W_{it}$ , ADP montrent que :

$$S_t = \sigma_0 \varphi(v_t / \sigma_0) + \Phi(v_t / \sigma_0) v_t \quad (9)$$

où  $\varphi$  .. fonction de densité normale standardisée

$\Phi$  .. fonction de répartition normale standardisée

$$\sigma_0 \dots \text{écart - type de } \frac{W_{t-1,i} - W_{ti}^n}{p_t^a G_t}$$

$$v_t \dots \text{espérance de } \frac{W_{t-1,i} - W_{ti}^n}{p_t^a G_t}$$

avec  $\sigma_0$  supposé constant. ADP obtiennent enfin une expression assez complexe reliant  $v_t$  à  $S_{t-1}$ , soit :

$$v_t = \frac{S_{t-1} - (1/M)[\pi_t^{aa} + g_t - a(u_t - u_{t-1})]}{1 + \pi^{aa} + g_t} \quad (10)$$

où  $g_t$  ... taux de croissance de la productivité

et  $\pi_t^{aa} \dots \pi_t^a + \pi_{t-1} - \pi_{t-1}^a$  est le taux de variation du niveau de prix anticipé  $p^a$ .

Le système récursif formé par les trois équations (4), (9) et (10) est ensuite estimé par application des moindres carrés non linéaires, les paramètres estimés étant  $c$ ,  $a$  et  $\sigma_0$ . Le paramètre  $M$  est fixé à 1,4 sans perte de généralité. Estimer ces trois équations n'est pas une mince tâche, car le système est récursif, les formes fonctionnelles de (9) et (10) sont non linéaire, et l'interprétation est difficile. L'un des objectifs que nous avons poursuivis dans les chapitres à venir a été de simplifier

l'estimation tout en facilitant l'interprétation des résultats. La non-linéarité, qui est à tester, va évidemment demeurer.

#### 1.3.4) Résultats

ADP utilisent leur modèle pour simuler plusieurs situations économiques. Ils commencent par regarder le comportement de l'économie selon que le taux d'inflation est élevé, modéré, faible ou nul. Le résultat principal qui sort de ces simulations, est qu'il existe des coûts permanents en termes de chômage qui sont supérieurs aux bénéfices résultants du passage d'un niveau d'inflation faible à un niveau nul. Ils estiment que les coûts de passer d'un taux d'inflation de 3% à un taux nul se calculent en termes d'augmentation du taux de chômage de l'ordre de 1 à 3 points de pourcentage.

Pour vérifier si le comportement de l'économie est semblable à celui obtenu dans les simulations, ADP s'appliquent à utiliser les données économiques américaines d'après-guerre dans leur modèle. En comparant les résultats obtenus à partir de la simulation avec les données, ils sont parvenus à la conclusion que leur modèle prédit mieux à la marge le taux d'inflation quel que soit le niveau de chômage que le fait le modèle standard qui ne tient pas compte de l'hypothèse de résistance à la baisse des salaires nominaux.

ADP s'attaquent ensuite à un projet fort ambitieux : celui de tester leur modèle sur la période de la Grande Dépression, c'est-à-dire les années 30. En effet, le comportement des prix au cours de cette période n'a jamais pu être expliqué par les modèles conventionnels. Le taux de chômage étant supérieur à toute estimation du taux de chômage naturel au cours de cette période, les modèles standards prédisent de la déflation pour toute cette période. ADP ont donc utilisé le modèle estimé avec les données de l'après-guerre pour prédire le comportement des prix au cours de la Grande Dépression. Les résultats obtenus correspondent à la réalité de façon

impressionnante. Leur modèle avec hypothèse de résistance des salaires nominaux à subir une baisse absolue réussit là où les modèles traditionnels ont échoué.

Encouragés par leurs résultats, ADP utilisent ensuite leur modèle estimé pour voir ce qui pourrait se produire si la Réserve Fédérale Américaine décidait de faire passer l'inflation d'un taux hypothétique de 6% à un niveau de 3% ou 0% d'inflation. Avec une cible de 3%, le taux de chômage se situerait entre 5,5% et 6%. Cependant, si la cible était un taux d'inflation nul, alors les coûts initiaux seraient beaucoup plus élevés et le niveau de chômage de long terme serait d'au moins 2% plus élevé, ce qui amène les auteurs à dire qu'un objectif de stabilité des prix est loin d'être sans coûts, même à long terme.

Pour leur part, Djoudad et Sargent (1997), qui utilisent un modèle semblable à celui d'ADP, ont obtenu des résultats similaires avec des données canadiennes. Ils arrivent à la conclusion que l'hypothèse de résistance des salaires nominaux à subir une baisse absolue améliore sensiblement la performance de la courbe de Phillips additionnée des anticipations pour le Canada. Leurs résultats sont remis en question par une étude réalisée par Hogan et Pichette (1998). Ces derniers croient que la performance du modèle utilisé par Djoudad et Sargent est le reflet d'une spécification qui réduit lourdement la persistance de l'inflation imposée sur le modèle standard par l'hypothèse de racine unitaire. De ce fait, le modèle réduirait le problème de l'accumulation des erreurs qui survient dans les simulations dynamiques.

## Chapitre 2

### Reconstruction du modèle théorique

Dans ce chapitre, nous reconstruisons le modèle de détermination des salaires sous l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux. Nous apportons trois modifications au modèle réalisé par Akerlof, Dickens et Perry que nous venons tout juste de décrire. Dans la première section, nous abordons la première modification, qui consiste à simplifier le modèle d'ADP. La seconde section expose la deuxième modification, soit l'utilisation de la variation des salaires comme indicateur de l'inflation. La dernière section, quant à elle, ajoute des variables explicatives au modèle.

#### 2.1) Simplification du modèle d'ADP

Dans le but de simplifier le modèle d'Akerlof, Dickens et Perry, nous proposons un moyen de contourner l'utilisation du terme  $S^1$ . Ce terme permet à ADP d'inclure dans la courbe de Phillips un élément de rigidité à la baisse dans les salaires. Mais il est assez complexe à estimer étant donné sa nature récursive. Nous avons donc élaboré un modèle qui tient compte des rigidités à la baisse des salaires nominaux sans avoir à passer par l'estimation du terme  $S$ . Pour commencer, nous allons démontrer la proposition suivante :

Supposons que  $X$ , une variable aléatoire de moyenne  $\mu$  et de variance  $\sigma$ , obéit à une loi normale :

$$X \sim N(\mu, \sigma)$$

---

<sup>1</sup> Voir la description du modèle d'ADP à la section 3.2 du chapitre 1.

alors  $E[\max(X,0)] = \sigma\varphi(\mu/\sigma) + \mu\Phi(\mu/\sigma)$ , où  $\varphi$  et  $\Phi$  sont les fonctions de densité et de répartition de probabilité de la loi normale standardisée.

Dans la suite,  $X$  représentera la variation « notionnelle » (normalement négociée) des salaires nominaux.

### Preuve de la proposition

Par définition, on a :

$$\begin{aligned} E[\max(X,0)] &= \int_{-\infty}^{\infty} \max(x,0)\varphi(x; \mu, \sigma)dx \\ &= \int_0^{\infty} x\varphi(x; \mu, \sigma)dx \quad \text{où } \varphi \text{ .. fonction de densité normale} \end{aligned}$$

Posons :

$$y = \frac{x - \mu}{\sigma},$$

de sorte que :

$$x = \sigma y + \mu \quad \text{et} \quad dx = \sigma dy.$$

Substituant ceci dans l'expression ci-dessus, on obtient :

$$E[\max(X,0)] = \int_{-\frac{\mu}{\sigma}}^{\infty} (\sigma y + \mu)\varphi(\sigma y + \mu; \mu, \sigma)\sigma dy$$

Portons maintenant dans cette équation la valeur de  $\varphi$ , soit :

$$\varphi(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

Cela donne :

$$\begin{aligned}
 E[\max(X,0)] &= \int_{\frac{\mu}{\sigma}}^{\infty} (\sigma y + \mu) \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\frac{\sigma y + \mu}{\sigma})^2} \sigma dy \\
 &= \sigma \int_{\frac{\mu}{\sigma}}^{\infty} y \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2} dy + \mu \int_{\frac{\mu}{\sigma}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2} dy \\
 &= \sigma \int_{\frac{\mu}{\sigma}}^{\infty} y \varphi(y) dy + \mu \int_{\frac{\mu}{\sigma}}^{\infty} \varphi(y) dy, \quad \text{où } \varphi(y) = \text{fonction de densité} \\
 &\hspace{25em} \text{normale standardisée} \\
 &= -\sigma \int_{\frac{\mu}{\sigma}}^{\infty} \varphi'(y) dy + \mu \int_{\frac{\mu}{\sigma}}^{\infty} \varphi(y) dy, \quad \text{car } \varphi' = -y\varphi(y) \\
 &= -\sigma[0 - \varphi(-\mu/\sigma)] + \mu[1 - \Phi(-\mu/\sigma)], \quad \text{où } \Phi = \text{fonction de répartition} \\
 &\hspace{25em} \text{normale standardisée} \\
 &= \sigma\varphi(\mu/\sigma) + \mu\Phi(\mu/\sigma), \quad \text{car } \varphi(-\mu/\sigma) = \varphi(\mu/\sigma) \quad (11) \\
 &\hspace{15em} \text{et } 1 - \Phi(-\mu/\sigma) = \Phi(\mu/\sigma)
 \end{aligned}$$

CQFD.

Bien évidemment, alors que  $E(X) = \mu$  est linéaire en  $\mu$ , et peut être négative, nulle ou positive (selon la valeur de  $\mu$ ),  $E[\max(X,0)] = \sigma\varphi(\mu/\sigma) + \mu\Phi(\mu/\sigma)$  est non linéaire en  $\mu$  et est toujours positive. On a :

$$\frac{fE[\max(X,0)]}{f\mu} = \varphi' + \Phi + \frac{\mu}{\sigma}\varphi = \Phi > 0, \quad \text{car } \varphi' = -\frac{\mu}{\sigma}\varphi.$$

De plus :

$$\frac{f^2 E[\max(X,0)]}{f\mu^2} = \frac{\Phi'}{\sigma} = \frac{\varphi}{\sigma} > 0,$$

de sorte que  $E[\max(X,0)]$  est convexe en  $\mu$ . Enfin, plus  $\sigma$  est élevé (c'est-à-dire plus la distribution de  $X$  est hétérogène), plus  $E[\max(X,0)]$  est élevée, puisque :

$$\frac{fE[\max(X,0)]}{f\sigma} = \varphi + \sigma\varphi'(-\frac{\mu}{\sigma^2}) + \mu\varphi(-\frac{\mu}{\sigma^2}) = \varphi > 0 .$$

Reprenons maintenant l'équation (2) du chapitre 1 :

$$W_t = \max(W_t^n, W_{t-1})$$

où le premier terme du membre de droite représente le salaire nominal normalement négocié (notionnel) et le second le salaire nominal en vigueur à la période précédente. L'indice  $i$  de l'entreprise est omis par souci de simplicité.

En prenant les logarithmes, on obtient :

$$\begin{aligned} \log W_t &= \log[\max(W_t^n, W_{t-1})] \\ &= \max(\log W_t^n, \log W_{t-1}) \end{aligned}$$

puisque le logarithme est une fonction croissante. En soustrayant de chaque côté le logarithme du salaire nominal de la période précédente on obtient :

$$\Delta \log W_t = \max(\log W_t^n - \log W_{t-1}, 0) \quad (12)$$

On peut remarquer que la variation des salaires est égale au premier terme si celui-ci est positif, et à zéro autrement. En posant :

$$X_t \dots \log W_t^n - \log W_{t-1} ,$$

on s'aperçoit que  $E[\Delta \log W_t] = E[\max(X_t, 0)]$  peut s'obtenir au moyen de la formule (11), la moyenne étant prise au temps  $t$  pour toutes les entreprises. Ce résultat nous permet de bien représenter la problématique de la rigidité des salaires nominaux soulevée par Tobin (1972) et ADP (1996).

Il s'agit maintenant de construire l'équation qui nous permettra de capter les facteurs qui influencent la variation des salaires nominaux. Pour ce faire, nous empruntons à ADP quelques équations qui nous permettront de déterminer l'équation des salaires nominaux. Nous appliquons ensuite quelques changements, dont une variable explicative supplémentaire, qui nous permettra d'inclure plus tard plusieurs éléments influençant la variation des salaires nominaux laissés de côté par ADP.

ADP utilisent les équations suivantes :

$$W_t^n = p_t^a w_t^n \quad w^n \dots \text{ salaire réel notionnel} \quad (13)$$

$$p_t = MW_t / G_t \quad \text{où} \quad M \dots \text{ markup du prix sur le} \quad (14)$$

$$w_t^n = G_t \exp(h - au_t + bz_t) \quad \text{coût marginal} \quad (15)$$

$G \dots$  productivité

L'équation (13) définit le salaire réel notionnel. L'équation (14) est l'équation indiquant que le prix du produit est fixé comme « markup » sur le coût marginal  $W/G$ . L'équation (15) est la relation de Phillips qui relie le salaire réel notionnel à la productivité et au chômage. On y conçoit le salaire réel comme le fruit d'une négociation où l'employeur cherche à maximiser son bénéfice et les employés ne veulent pas un salaire qui soit inférieur à leur meilleure alternative. Un chômage plus élevé la détériore et force les salariés à accepter de moins bonnes conditions. L'équation (15) ajoute un terme supplémentaire ( $bz$ ) à l'équation (1) d'ADP. Ceci permettra, comme nous l'avons mentionné plus haut, d'inclure plusieurs éléments à la détermination de la variation du salaire nominal. La signification du « markup » est expliquée dans l'annexe 3.

À partir des équations (13) et (15), on obtient :

$$W_t^n = p_t^a G_t \exp(h - au_t + bz_t) \quad (16)$$

En appliquant le logarithme à l'équation (16) et à l'équation (14), on obtient :

$$\log W_t^n = \log p_t^a + \log G_t + h - au_t + bz_t \quad (17)$$

$$\text{et} \quad \log p_t = \log M + \log W_t - \log G_t \quad (18)$$

Écrivons maintenant l'équation (18) au temps  $t-1$  comme suit:

$$\log W_{t-1} = \log p_{t-1} - \log M + \log G_{t-1} \quad (19)$$

Soustrayons maintenant l'équation (19) de l'équation (17) :

$$\begin{aligned} \log W_t^n - \log W_{t-1} &= \pi_t^a + g_t + h + \log M - au_t + bz_t \\ &= \pi_t^a + g_t + c - au_t + bz_t \quad \text{où} \quad \begin{aligned} c &.. h + \log M \\ g &.. \log G_t - \log G_{t-1} \\ \pi_t^c &.. \log p_t - \log p_{t-1} \end{aligned} \end{aligned} \quad (20)$$

Étant donné le résultat que nous avons obtenu à l'équation (12), nous pouvons maintenant écrire :

$$\begin{aligned} \Delta \log W_t &= \max(\pi_t^a + g_t + c - au_t + bz_t, 0) \\ &= \max(X_t, 0) \end{aligned} \quad (21)$$

puisque  $X_t .. \log W_t^n - \log W_{t-1}$ .

Cette variation salariale est celle de l'entreprise individuelle. Il faut maintenant faire la moyenne de toutes les entreprises pour trouver la variation des salaires nominaux de l'ensemble de l'économie. Appliquons l'opérateur d'espérance sur la variation des salaires nominaux obtenue à l'équation (21) :

$$\begin{aligned}\overline{\Delta \log W_t} &= E(\Delta \log W_t) = E[\max(X_t, 0)] \\ &= \mu_t \Phi(\mu_t / \sigma) + \sigma \varphi(\mu_t / \sigma)\end{aligned}\quad (22)$$

où  $\mu_t = E(X_t) = \overline{\pi_t^a} + \overline{g_t} + \overline{c} - \overline{au_t} + \overline{bz_t}$  est la moyenne macro des valeurs micros correspondantes et  $\sigma$  est l'écart-type de  $X_t$ , supposé constant. L'équation (22) est l'équation agrégée des variations des salaires nominaux que nous recherchions.

Nous avons donc simplifié de beaucoup le modèle d'ADP, car il nous suffit maintenant de régresser non linéairement et directement le taux de croissance des salaires nominaux agrégés sur l'inflation anticipée, la croissance de la productivité, le chômage et d'autres variables représentées par  $z$ . Nous avons encore une forme non linéaire de courbe de Phillips de long terme, mais l'estimation devient plus simple, puisque nous n'avons plus à nous préoccuper de la variable  $S$  du modèle d'ADP qui introduisait beaucoup de complexité et qui était estimée de façon récursive. Notre méthode est plus simple à utiliser. De plus, la possibilité d'inclure d'autres variables explicatives dans le modèle, comprise dans la variable  $z$  théorique, le rend plus complet.

## **2.2) Concentration sur les salaires**

Une autre modification apportée au modèle d'ADP, est que nous nous concentrons sur une équation des salaires. Cela permet d'alléger le nombre de variables explicatives à introduire dans notre modèle. En effet, plusieurs facteurs entrent en jeu dans la détermination des prix. Parmi ceux-ci, nous pouvons souligner l'importance des variations des taxes indirectes, du prix de l'énergie, ainsi que des matières importées. Étant donné que toutes ces variables absorberaient de précieux degrés de liberté dans un contexte non linéaire, l'économie paraît bénéfique. La théorie de Tobin porte sur les rigidités salariales et il semble indiqué de tester plus directement cette théorie avec une équation explicative des salaires.

## **2.3) Ajout de variables explicatives**

La troisième modification majeure que nous apportons est l'ajout de variables explicatives, jusqu'ici contenues dans la variable théorique  $z$ . Le choix de ces variables explicatives est très important. En effet, on se doit d'accorder une attention particulière à cette étape, car aucune étude ne l'a fait complètement. Djoudad et Sargent (1997) l'ont fait partiellement. Les variables qui ont attiré notre attention sont au nombre de six. Ce sont :

- 1) la taxation directe
- 2) le salaire minimum relatif
- 3) le degré de générosité de l'assurance-chômage
- 4) le contrôle de prix et de salaire
- 5) la variation des prix à la consommation
- 6) le taux de syndicalisation

Ces variables jouent, chacune à leur façon, un rôle dans la détermination de la variation des salaires nominaux. Lorsque le niveau de taxation directe augmente, patrons et employés négocient le partage de l'impôt. Le salaire minimum ainsi que le degré de générosité de l'assurance-chômage pourraient faire augmenter le salaire négocié, car les employés voient leur pouvoir de négociation augmenter. Si le degré de générosité de l'assurance-chômage augmente, alors les employés sont moins réticents à refuser une offre patronale et à risquer de se retrouver sur l'assurance-chômage. Il est enfin possible que les variations des prix à la consommation (qui préoccupent les salariés) exercent un impact distinct des variations des prix à la production (qui préoccupent les employeurs) sur les salaires, selon l'importance du rapport de force entre les parties.

L'équation (22) sera estimée en utilisant l'algorithme des moindres carrés non linéaires du logiciel « Eviews ».

Le chapitre 3 va maintenant décrire les données servant à mesurer les variables impliquées dans l'équation (22).

## **Chapitre 3**

### **Les données**

Ce chapitre décrit en détail les données que nous avons utilisées pour l'estimation statistique. La récolte de données est une étape cruciale à toute étude empirique. C'est pourquoi nous y avons consacré beaucoup de temps. Chaque section de ce chapitre est consacrée aux données portant sur une variable de notre modèle. Pour connaître les sources des données, on se référera à l'annexe 4.

Avant d'aller plus loin, nous devons mentionner que pour chaque variable, nous avons deux niveaux d'agrégation. Le premier niveau couvre seulement le secteur des entreprises. Les données vont de 1954 à 1997. Le second niveau couvre l'ensemble de l'économie. Les données vont de 1961 à 1997. Ce dernier niveau comprend, en plus du secteur des entreprises, toute l'administration publique et le secteur des services à but non lucratif (hôpitaux, écoles, etc.).

#### **3.1) Les salaires**

La base du calcul pour les salaires est la division de la rémunération totale par les heures travaillées. La rémunération comprend les salaires, les traitements et les avantages sociaux, et inclut une imputation pour les entreprises non incorporées. La rémunération pour l'ensemble de l'économie inclut la solde et les indemnités des militaires.

### 3.1.1) L'ensemble de l'économie

Cette série a été construite à partir de trois matrices CANSIM. Nous avons additionné la rémunération globale pour l'ensemble de l'économie aux taxes sur la masse salariale et nous avons divisé le tout par le nombre d'heures totales travaillées pour l'ensemble de l'économie. Les taxes sur la masse salariale représentent les taxes qui ne sont pas des cotisations à un régime d'assurance sociale et qui font partie des taxes indirectes provinciales dans les nouveaux comptes nationaux (par exemple, la taxe relative au Fonds des services de santé du Québec). Nous l'incluons dans notre concept de rémunération parce que nous voulons insérer tous les coûts de main-d'œuvre dans notre modèle. La série créée a par la suite été mise en première différence logarithmique pour être en mesure de capter la variation des salaires d'une année à l'autre.

### 3.1.2) Le secteur des entreprises

Pour la période de 1946 à 1961, la série a été prise directement des vieilles revues de Statistique Canada. Cependant, pour 1961 à 1997, il a fallu la construire de la même façon que pour l'ensemble de l'économie. Les taxes sur la masse salariale ont été approximées par la fraction des taxes supportées par le secteur des entreprises. Pour faire le raccordement de ces deux séries, nous avons tout d'abord mis chacune d'entre elles en première différence logarithmique pour ensuite les concaténer.

### **3.2) La productivité**

La base de calcul est la division du produit intérieur brut réel (PIB) au coût des facteurs (excluant les taxes indirectes) par les heures totales travaillées. Le concept de PIB utilisé exclut les loyers implicites dans le cas des propriétaires.

#### **3.2.1) L'ensemble de l'économie**

La série a été construite à partir du PIB réel au coût des facteurs pour l'ensemble de l'économie, que nous avons divisé par le nombre d'heures totales travaillées dans l'ensemble de l'économie. La série a été mise en première différence logarithmique.

#### **3.2.2) Le secteur des entreprises**

Pour la période de 1946 à 1961, la série a été directement tirée des revues de Statistique Canada. Pour la période de 1961 à 1997, la série a été construite de la même façon que pour l'ensemble de l'économie. Pour le raccordement des séries, nous les avons tout d'abord mises en première différence logarithmique. Nous les avons ensuite concaténées.

### **3.3) Les prix à la consommation**

Nous avons utilisé la série de l'indice des prix à la consommation que nous avons ensuite mise en première différence logarithmique pour avoir la variation des prix d'une année à l'autre. Cette série est évidemment la même pour les deux secteurs étudiés.

### **3.4) Les prix à la production**

La base de calcul est le PIB net des taxes indirectes, mais incluant les autres taxes sur la masse salariale.

#### **3.4.1) L'ensemble de l'économie**

Cette série a été créée à partir de quatre matrices CANSIM. Nous avons utilisé le PIB nominal aux prix du marché pour l'ensemble de l'économie. Nous y avons soustrait les taxes indirectes moins les subventions et additionné les taxes sur la masse salariale (même matrice que pour les salaires). Nous avons divisé le tout par le PIB réel aux prix du marché pour l'ensemble de l'économie et ensuite multiplié la série par 100 pour obtenir un indice des prix à la production. Pour connaître la variation des prix à la production d'une année à l'autre, nous avons mis la série en première différence logarithmique.

#### **3.4.2) Le secteur des entreprises**

Pour 1947 à 1961, nous avons divisé le PIB nominal au coût des facteurs du secteur des entreprises par l'indice du PIB réel au coût des facteurs du secteur des entreprises. Pour 1961 à 1993, nous avons additionné la nouvelle matrice du PIB nominal au coût des facteurs du secteur des entreprises aux taxes sur la masse salariale (comme pour les salaires). Nous avons divisé le tout par la nouvelle matrice du PIB réel au coût des facteurs du secteur des entreprises. Pour obtenir un indice des prix à la production, nous avons multiplié le tout par 100. Pour la période de 1993 à 1997, nous avons additionné le PIB nominal au coût des facteurs du secteur des entreprises (de légères modifications aux comptes nationaux font en sorte que cette matrice est différente de celle utilisée pour la période de 1961-1993) aux taxes sur la masse salariale (matrice utilisée pour les salaires). Le tout a été divisé par le

PIB réel au coût des facteurs du secteur des entreprises. Pour obtenir un indice, nous avons multiplié le tout par 100. Pour raccorder ces trois séries, nous les avons tout d'abord mises en première différence logarithmique pour ensuite les concaténer.

### **3.5) Le salaire minimum relatif**

Le salaire minimum relatif est le rapport du salaire minimum sur le salaire moyen.

La série du salaire minimum est une moyenne pondérée des taux de salaires minimum provinciaux. Les données provinciales ont été tirées de la *Gazette du travail* pour les années antérieures à 1966 et des feuilles du ministère fédéral du *Développement des ressources humaines* depuis 1966. Les pondérations sont fixes et égales aux fractions provinciales de la population active totale pour l'année 1991. Lorsqu'il y avait des taux séparés pour les hommes et les femmes, la moyenne simple des deux taux dans la province visée a été calculée. Les données vont de 1954 à 1997.

Le salaire moyen est la division de la rémunération totale par le nombre d'heures travaillées.

### **3.6) L'assurance-chômage**

Cette série représente le taux de subvention implicite du régime au salaire du travailleur qui se qualifie de façon minimale aux prestations. C'est le rapport entre la somme maximale des prestations disponibles et le salaire gagné pendant les semaines de qualification minimale. Le taux de remplacement du salaire est pondéré dans le cas où le taux des chômeurs ayant des responsabilités familiales est supérieur au taux régulier. Il est aussi ajusté à la hausse dans la période où les prestations n'étaient pas imposables. La durée maximale des prestations et la

période minimale de travail sont tirées de la loi et de calculs réglementaires (Statistique Canada 73-001 et 71-001). Avant 1953, la couverture de la population salariée était incomplète et il a fallu en tenir compte. Pour obtenir le taux de subvention implicite, il faut multiplier la couverture de la population salariée par le taux de remplacement du salaire et par la durée maximale des prestations. Il faut ensuite diviser le résultat par la période minimale de travail exigée pour avoir accès aux prestations.

### **3.7) La taxation directe**

Il y a trois formes de taxation directe : les taxes sur la masse salariale payées par les employés, celles payées par les employeurs et les impôts sur le revenu des particuliers. Cette section sera divisée en deux sous-sections. L'une traitera de la taxation sur la masse salariale et l'autre sur l'impôt sur le revenu des particuliers. Ici, nous ne ferons pas de distinction entre les deux niveaux d'agrégation, car il n'y a pas de discrimination selon le secteur de l'économie considéré.

#### **3.7.1) Les taxes sur la masse salariale**

La taxation sur la masse salariale comprend cinq composantes : les cotisations à l'assurance-emploi (cinq douzième par l'employé et sept douzième par l'employeur), les contributions aux régimes de pension du Canada et des rentes du Québec (divisées également entre l'employeur et l'employé), les contributions de l'employeur à la santé et sécurité du travail, les contributions de l'employeur à la caisse des vacances (disparue en 1973) et les « autres taxes sur la masse salariale » que nous avons définies dans la section des salaires.

Pour considérer seulement la partie payée par les employés, nous devons prendre cinq douzième des cotisations à l'assurance-emploi et la moitié des

contributions aux régimes de pension du Canada et des rentes du Québec. Pour trouver le taux de taxation sur la masse salariale supporté par les employés, nous devons diviser ce montant par les salaires et traitements pour l'ensemble de l'économie. Pour avoir le montant des taxes sur la masse salariale payé par les employeurs, nous prenons le total des cinq sources de taxation sur la masse salariale et nous soustrayons le montant supporté par les employés. Pour trouver le taux de taxation sur la masse salariale supporté par les employeurs, nous divisons la part payée par les employeurs par les salaires et traitements de l'ensemble de l'économie.

Encore ici, nous voulons avoir les variations des taux de taxation d'une année à l'autre. Les deux séries ont été obtenues en mettant en première différence logarithmique les variables  $1+\tau$ , où  $\tau$  est le taux de taxation.

### 3.7.2) L'impôt sur le revenu des particuliers

Pour la période de 1926 à 1961, le taux d'imposition sur le revenu est calculé en additionnant l'impôt sur le revenu des trois paliers gouvernementaux et en divisant cette somme par l'ancienne matrice CANSIM du revenu personnel. Pour ce qui est de la période de 1961 à 1997, le taux d'imposition est calculé en additionnant l'impôt sur le revenu fédéral et provincial et en divisant cette somme par la nouvelle matrice du revenu personnel. Le raccordement des séries s'est fait après avoir mis les séries du type  $1+\tau$  en première différence logarithmique pour avoir la variation du niveau d'imposition d'une année à l'autre.

### 3.8) Le taux de chômage

Pour la période de 1954 à 1975, les taux ont été tirés de l'article de Pierre Fortin dans la revue « *European Economic Review* », tandis que pour la période de 1976 à

1997, les données ont été trouvées dans CANSIM. Pour le taux de chômage, les données sont prises en niveau.

### **3.9) Les variables de contrôle des salaires**

Nous avons inclus deux variables de contrôle des salaires pour tenir compte des deux périodes où le marché a dû faire face à ce type de réglementation. La première est celle de 1976-78. La série que nous avons créée contient des zéros partout sauf pour ces années. Nous avons mis 0,5 pour l'année 1976, car la politique de contrôle n'avait pas encore touché tous les salaires, et nous avons mis 1 pour les années 1977 et 1978.

La seconde variable de contrôle agit sur les années 1982 et 1983. La série contient des 1 pour ces deux années et des zéros ailleurs.

### **3.10) Taux de syndicalisation**

Le taux de syndicalisation est le rapport entre le nombre de personnes syndiquées et le nombre de personnes faisant partie de la population active.

## Chapitre 4

### Estimations et tests d'hypothèses

Ce chapitre présente les résultats obtenus à partir de nos estimations. La première section compare l'étude de Djoudad et Sargent (1997) et notre méthode en utilisant les données canadiennes de ces auteurs. La deuxième section analyse les résultats obtenus à partir de nos données et de notre méthode d'estimation. Des tests d'adéquation statistique sont rapportés dans la troisième section pour évaluer la validité des résultats. Dans la quatrième section, nous confrontons le modèle linéaire au modèle non linéaire au moyen d'un test non imbriqué afin d'établir lequel des deux estime le mieux l'équation explicative de la variation des salaires.

#### **4.1) Comparaison de notre méthode d'estimation avec celle de Djoudad et Sargent**

Avant même d'avoir commencé la recherche des données exposées au chapitre trois, nous avons procédé à une double validation préliminaire de notre méthode d'estimation simple et directe en la comparant à la méthode d'estimation itérative et complexe mise au point par Akerlof, Dickens et Perry (1996) et appliquée aux données canadiennes par Djoudad et Sargent (1997). Dans un premier temps, nous avons comparé les résultats obtenus au moyen des deux méthodes avec le même ensemble de données, soit celui qui fut utilisé par Djoudad et Sargent. Dans un second temps, nous avons comparé la performance des deux méthodes dans des exercices de simulation statiques et dynamiques proposés par Hogan et Pichette (1998), toujours avec les données de Djoudad et Sargent.

Dans leur modèle expliquant le taux d'augmentation des prix du PIB, Djoudad et Sargent font intervenir des variables structurelles. Leur estimation de base contient trois variables structurelles comme variables explicatives, soit le taux de syndicalisation, le salaire minimum relatif et le degré de générosité de l'assurance-chômage. Après avoir effectué l'estimation, les auteurs constatent que seul le degré de générosité de l'assurance-chômage est statistiquement pertinent. Les deux autres variables structurelles sont éliminées, car leurs effets ne sont pas statistiquement différents de zéro.

Le modèle explicatif du taux d'inflation que nous avons retenu pour établir si notre modélisation permet d'obtenir des résultats semblables à ceux de Djoudad et Sargent contient, en plus de la constante, les variables explicatives suivantes : le taux d'inflation retardé, le taux de chômage et le degré de générosité de l'assurance-chômage. Le tableau 4.1 présente les résultats obtenus par la méthode de Djoudad et Sargent (inspirée d'ADP), ainsi que par notre méthode d'estimation. Nous y rapportons également les résultats obtenus avec le modèle linéaire standard. Dans tous les cas, ce sont les mêmes données canadiennes de Djoudad et Sargent qui sont utilisées.

Nous pouvons constater, selon les résultats reportés au tableau 4.1, que notre méthode d'estimation nous permet d'arriver à des résultats assez semblables à ceux obtenus par la méthode d'ADP appliquée par Djoudad et Sargent aux données canadiennes.

Hogan et Pichette (1998) ont critiqué l'étude de Djoudad et Sargent. Ces auteurs ont prétendu que l'utilisation du modèle d'ADP, c'est-à-dire d'une méthode qui prend en considération l'existence possible de résistance à la baisse des salaires nominaux, n'est pas nécessairement supérieure à l'utilisation du modèle linéaire standard pour estimer la relation entre le chômage et l'inflation. Pour soutenir cette idée, ils ont effectué des tests de prédiction pour savoir si le modèle estimé par

Djoudad et Sargent est réellement performant dans des simulations statiques et dynamiques.

**Tableau 4.1 : Estimation de modèles d'inflation, 1956-1996**

	Linéaire standard	Djoudad et Sargent	Notre méthode
Constante	0,029 (0,013)	0,001 (0,013)	-0,010 (0,023)
Inflation ( $t-1$ )	0,92 (0,18)	1,01 (0,17)	0,995 (0,202)
Chômage	-0,52 (0,19)	-0,61 (0,13)	-0,847 (0,264)
Assurance-chômage	0,000135 (0,000)	0,000192 (0,000078)	0,000324 (0,000151)
Écart-type de la distribution des variations de salaires	--	0,047 (0,010)	0,105 (0,0329)
R_	0,71	0,79	0,79

La variable dépendante est la variation logarithmique du déflateur du PIB.

L'écart-type est indiqué entre parenthèses.

Les résultats de Sargent et Djoudad sont du modèle modèle D, à la page 24 de leur étude.

Hogan et Pichette se sont aperçus qu'avec les simulations dynamiques, le modèle non linéaire de Djoudad et Sargent se comporte mieux que le modèle linéaire standard. Pour être en mesure de déterminer si cette situation découle de la mauvaise performance du modèle linéaire sur une année qui se répercuterait ensuite sur les périodes suivantes, Hogan et Pichette se tournent alors vers les simulations statiques. Ils découvrent que, pour la période 1929-1942, le modèle linéaire standard se comporte mieux que le modèle non linéaire de Djoudad et Sargent, c'est-à-dire que l'écart quadratique moyen des erreurs de prédiction du modèle de base est plus faible lorsqu'on emploie le modèle linéaire. Ils en concluent que le modèle non linéaire est plus performant seulement à cause de sa spécification dynamique particulière, et non à cause de son pouvoir explicatif.

Nous avons voulu appliquer ces mêmes tests aux résultats obtenus avec notre méthode d'estimation pour voir si la critique de Hogan et Pichette demeure valable dans son cas. Les résultats sont présentés au tableau 4.2. Encore une fois, ils sont obtenus à partir des données de Djoudad et Sargent, afin de conserver la cohérence dans l'analyse des résultats.

**Tableau 4.2 : ÉQM des erreurs de prédiction du modèle d'inflation estimé pour 1956-1989**

Période	Statique		Dynamique	
	Linéaire	Non linéaire	Linéaire	Non linéaire
1929-1942	6,17	3,48	35,75	4,04
1990-1996	1,48	1,24	3,82	1,73

Quels que soient la période simulée et le type de simulation, nous remarquons que notre méthode non linéaire prédit mieux l'inflation que le modèle linéaire standard. La critique de Hogan et Pichette ne s'applique donc pas à notre méthode d'estimation. Même en simulation statique, notre modèle performe mieux que le modèle linéaire standard, contrairement au modèle de Djoudad et Sargent.

Confortés par ces résultats, nous allons maintenant passer à l'estimation de l'équation des salaires telle que nous l'avons développée au chapitre deux. Cette estimation considérera toutes les variables explicatives mentionnées au chapitre deux et sera effectuée à partir des données que nous avons récoltées et expliquées au chapitre trois.

#### **4.2) Résultats obtenus à partir de notre modélisation et de nos données**

Pour déterminer les variables explicatives à conserver dans notre régression finale, nous utilisons une méthode englobante qui va du général au particulier. Nous incluons tout d'abord toutes les variables explicatives que nous voulons tester pour ensuite ne conserver que celles qui sont statistiquement différentes de zéro. Les résultats de la régression non linéaire générale sont reproduits au tableau 4.3. Nous pouvons constater que les coefficients de plusieurs variables, soit le niveau du salaire minimum relatif (SMINR), la variation du taux de taxation sur la masse salariale supporté par les travailleurs (DLTTMST) et par les employeurs (DLTTMSE), la variation du taux d'imposition sur le revenu personnel (DLTIRP), la variable de contrôle des prix de 1982 et 1983 (CONT8283), la variation du salaire minimum relatif de la période précédente (DLSMINR(-1)) ainsi que le taux de syndicalisation (TSYND), ne peuvent pas être considérés comme étant significativement différents de zéro. Disons un mot sur chacune de ces variables avant de les éliminer définitivement de notre modèle.

Le niveau absolu du salaire minimum relatif (SMINR), c'est-à-dire le rapport entre le salaire minimum et le salaire moyen, a un coefficient estimé positif. Ceci signifie qu'une augmentation du salaire minimum relatif a un impact positif sur la variation des salaires. La théorie économique nous permet d'expliquer ce phénomène. La pression occasionnée par une augmentation de la valeur du salaire minimum par rapport au salaire moyen donne un pouvoir de négociation supérieur aux employés, ce qui provoque une accélération des salaires soutenue, donc une hausse du taux de chômage d'équilibre. Nous avons éliminé cette variable du modèle étant donné qu'elle n'est pas significativement différente de zéro. Toutefois, cela ne veut pas dire que le salaire minimum relatif n'a pas d'impact sur le marché du travail. En effet, la contrainte supplémentaire qu'il impose aux employeurs peut avoir un impact négatif sur le marché de l'emploi, en induisant une diminution des effectifs. Le même raisonnement s'applique à la variation du salaire minimum relatif de la période précédente (DLSMINR(-1)).

**Tableau 4.3 : Estimation du modèle général de variation des salaires nominaux, 1956-1997**

	Coefficient	Écart-type	Probabilité marginale de rejet
Constante	0,017	0,087	0,85
DLRHENT(-1)	0,393	0,186	0,04
DLIPC(-1)	0,464	0,266	0,09
UTOT	-0,912	0,398	0,03
LTSAC1	0,026	0,017	0,14
CONT7678	-0,030	0,015	0,05
SMINR	0,009	0,127	0,94
DLTTSMT	-0,008	0,038	0,83
DLTTMSE	0,014	0,076	0,86
DLTIRP	0,036	0,062	0,57
CONT8283	-0,009	0,019	0,65
DLSMINR(-1)	0,025	0,087	0,78
TSYND	0,114	0,326	0,73
Écart-type de la distribution des variations de salaires	0,056	0,031	0,08
R_ corrigé	0,85		
Écart-type de la régression	0,012883		

Note : La variable DLPY(-1), soit le taux d'inflation des prix du PIB, est aussi incluse comme régresseur, mais son coefficient est contraint à être égal à un moins la somme des coefficients de DLRHENT(-1) et de DLIPC(-1). La probabilité marginale de rejet de cette contrainte d'homogénéité est de 0,59.

Les coefficients des trois variables relatives à la taxation (DLTTMST, DLTTMSE, DLTIRP) ne sont pas statistiquement différents de zéro eux non plus. Que ces variables soient incluses à tour de rôle dans la régression ou comme un tout, il nous est à chaque fois impossible de considérer qu'elles ont un impact significatif sur la variation des salaires. Encore une fois, ceci peut s'expliquer par la théorie économique. Nous savons que l'incidence des impôts et des taxes peut s'envisager à deux niveaux. Le premier niveau est le niveau légal, en vertu duquel le gouvernement impose une taxe à un agent économique qui doit en supporter légalement le fardeau. Le deuxième niveau est le niveau économique, où c'est l'incidence économique réelle d'une taxe qui est envisagée. On considère alors la partie de la taxe qui est effectivement payée par l'agent économique visé. Le fardeau légal d'une taxe peut être différent du fardeau économique. La cause de cette différence entre les deux est la possibilité de reporter en aval (sur les intrants) ou en amont (sur les prix) le fardeau économique d'une taxe. Les principaux déterminants de la capacité de report d'une taxe ou d'un impôt sont la mobilité de l'agent économique, le degré de concurrence et l'ouverture des marchés. À cause de la forte concurrence, il est souvent difficile de reporter sur les prix le fardeau d'une taxe. L'ouverture des marchés, quant à elle, favorise la mobilité des entreprises. Ainsi, plus une entreprise est mobile, plus sa capacité de reporter le fardeau des taxes et impôts qu'elle supporte légalement est importante. Par ailleurs, la mobilité des travailleurs est affectée, entre autres, par le taux de chômage. Plus celui-ci est élevé, plus la mobilité des travailleurs est réduite parce qu'il y a moins d'options qui s'offrent à eux. Pour le cas canadien, nous pouvons dire, sans risquer de nous tromper, que les entreprises sont plus mobiles que les travailleurs et que l'offre de travail de ces derniers est peu élastique. Donc, une variation des taux de taxation directe se répercutera beaucoup plus sur le nombre d'emplois que sur les salaires. C'est sans doute pour cette raison que notre modèle est incapable de détecter quelque effet de la taxation directe sur les salaires.

L'impact du taux de syndicalisation est lui aussi statistiquement négligeable. Le coefficient relié au taux de syndicalisation ( 0,11) nous indique, tout comme la

théorie économique nous l'apprend, que plus le taux de syndicalisation est élevé, plus la variation des salaires est grande à cause du pouvoir de négociation des salariés qui est plus étendu. Nous ne pouvons cependant pas retenir cette hypothèse avec certitude à cause de la valeur de la probabilité qui y est associée (0,73). L'explication qui sous-tend ce phénomène est que la hausse du taux de syndicalisation depuis 1956 a surtout touché le secteur public. Depuis cette période, le niveau de syndicalisation varie peu. L'équation des salaires a donc de la difficulté à saisir l'impact du taux de syndicalisation sur l'emploi. Il se peut que l'impact du taux de syndicalisation frappe surtout les salaires relatifs et très peu le niveau général des salaires et le taux de chômage d'équilibre.

Une fois retranchées les variables explicatives non significatives, notre modèle épuré contient six régresseurs : la constante, la variation des salaires de la période précédente (DLRHENT(-1)), la variation de l'indice des prix à la consommation (DLIPC(-1)), le taux de chômage (UTOT), le degré de générosité de l'assurance-chômage (LTSAC1) et le contrôle des prix de 1976-1978 (CONT7678). Les résultats obtenus au moyen du modèle non linéaire sont indiqués au tableau 4.4.

Comme l'indique le tableau 4.4, les probabilités marginales de rejet de la nullité des coefficients sont faibles dans tous les cas. Nous pouvons rejeter l'hypothèse de la nullité des coefficients sans trop risquer de nous tromper. Voici ce que nous disent les résultats.

Le coefficient de la variation des salaires de la période précédente nous indique qu'environ le tiers d'une augmentation des salaires se prolonge par une augmentation des salaires à la période suivante. Les variations des prix à la consommation et à la production de la période précédente ont aussi des impacts positifs sur la variation des salaires nominaux. La variation des salaires nominaux est également une fonction décroissante du taux de chômage. Lorsque le taux de chômage augmente, la variation des salaires diminue. Ceci s'explique par un pouvoir accru des employeurs lors des négociations salariales. La générosité de

l'assurance-chômage aide les travailleurs lors des négociations salariales. En effet, plus le degré de générosité de l'assurance-chômage est grand, plus le coût d'opportunité de quitter un emploi est faible. Les employeurs sont alors plus enclins à accorder des hausses salariales pour garder leurs employés. Enfin, étant donné que le contrôle des prix très ferme de 1976-1978 visait à réduire les augmentations de salaires, il n'est pas surprenant de voir que cette variable agit de façon négative sur la variation des salaires nominaux.

**Tableau 4.4 : Estimation du modèle épuré de la variation des salaires nominaux, 1956-1997**

	Coefficient	Écart-type	Probabilité marginale de rejet
Constante	0,049	0,013	0,0011
DLRHENT(-1)	0,33	0,151	0,0368
DLIPC(-1)	0,44	0,162	0,0111
UTOT	-1,02	0,212	0,0001
LTSAC.	0,033	0,009	0,0007
CONT7678	-0,027	0,009	0,00052
Écart-type de la distribution des variations de salaires	0,063	0,018	0,0013
R_ corrigé	0,84		
Écart-type de la régression	0,0118		

Note : La variable DLPY(-1), soit le taux d'inflation des prix du PIB, est aussi incluse comme régresseur, mais son coefficient est contraint à être égal à un moins la somme des coefficients de DLRHENT(-1) et de DLIPC(-1). La probabilité marginale de rejet de cette contrainte d'homogénéité est de 0,16.

Rappelons que l'estimation rapportée au tableau 4.4 est relative au secteur des entreprises. En effet, nous avons exclu de notre échantillon les données concernant le secteur public. La raison de cette décision vient du fait que le secteur public ne réagit pas de la même façon que le secteur privé lors des négociations salariales. De plus, la notion de rentabilité est très différente dans les deux secteurs.

La prochaine section présente les résultats des différents tests d'adéquation statistique que nous avons effectués afin de valider l'estimation du tableau 4.4.

### **4.3) Tests d'adéquation statistique**

Le premier test effectué, le test ARCH, vise à déterminer si notre modèle contient de l'hétéroscédasticité. Comme les résultats du tableau 4.5 l'indiquent, il nous a été impossible de rejeter l'hypothèse nulle, qui est ici l'homoscédasticité des résidus, et ce, quel que soit le nombre de retards choisi. Le choix de retards pour effectuer les tests est basé sur les caractéristiques de nos données. Étant donné que nous travaillons avec des données annuelles, nous avons choisi de ne pas dépasser six retards.

**Tableau 4.5 : Résultats des tests ARCH**

Nombre de retards	Obs*R <sub>1</sub>	Probabilité
1	0,41	0,52
3	1,56	0,67
6	2,20	0,90

Par la suite, nous avons vérifié si les résidus étaient corrélés. Le test de Breusch-Godfrey, que nous avons aussi effectué avec divers nombres de retards, nous a permis de déceler de la corrélation négative entre les résidus. Les résultats obtenus sont représentés au tableau 4.6. Pour améliorer l'efficacité de l'estimation, nous avons donc utilisé la matrice de Newey-West. Contrairement à la matrice de White, la matrice de Newey-West tient compte de la corrélation des erreurs pour estimer les coefficients d'une régression. Les résultats que nous avons reportés au tableau 4.4 de la section 4.2 ont été obtenus en prenant cette matrice de Newey-West. Les coefficients associés à nos variables explicatives sont donc estimés en prenant en considération l'existence de corrélation entre les résidus de notre modèle.

La troisième étape de l'adéquation statistique a consisté à tester la normalité des erreurs. La valeur de la probabilité associée au test de Jarque-Bera est de 0,87.

Nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse que les erreurs suivent une distribution normale.

**Tableau 4.6 : Résultats des tests de Breusch-Godfrey**

Nombres de retards	Obs*R <sub>l</sub>	Probabilité
1	2,93	0,09
3	9,13	0,03
6	12,09	0,06

L'avant-dernier test effectué, le test RESET, consiste à vérifier qu'il n'y ait pas omission de variables explicatives dans la régression retenue. Ce test permet de vérifier l'hypothèse que des variables explicatives manquantes seraient corrélées avec la variable dépendante mise à une certaine puissance. Trois équations ont été utilisées. Chacune d'entre elles contient les variables explicatives de la régression retenue plus un certain nombre de régresseurs supplémentaires qui sont en réalité la variable dépendante mise à différentes puissances. L'équation 1 contient uniquement comme variable supplémentaire la variable dépendante à la puissance deux. La deuxième équation contient la variable dépendante à la puissance deux et à la puissance trois comme variables supplémentaires. La troisième équation, quant à elle, contient la variable dépendante aux puissances deux, trois et quatre. Le tableau 4.7 reporte les résultats obtenus. Nous pouvons constater à partir de ces résultats que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de la nullité des coefficients associés à l'ajout des variables supplémentaires. Cela nous porte à conclure que notre modèle contient toutes les variables explicatives nécessaires pour bien estimer la variation des salaires nominaux.

**Tableau 4.7 : Résultats des tests RESET**

Équation	Probabilité
1 ( $H_0 : \text{DLRHENT}^2=0$ )	0,07
2 ( $H_0 : \text{DLRHENT}^2=0, \text{DLRHENT}^3=0$ )	0,56
3 ( $H_0 : \text{DLRHENT}^2=0, \text{DLRHENT}^3=0, \text{DLRHENT}^4=0$ )	0,29

Le dernier test effectué, le test de prédiction, va nous permettre de voir si nous pouvons appliquer la critique de Hogan et Pichette, mentionnée à la section 4.1, à notre méthode lorsque nous utilisons nos données et les variables explicatives contenues dans la régression épurée. Selon les écarts quadratiques moyens rapportés au tableau 4.8, notre méthode d'estimation de la variation des salaires nominaux sous contrainte de rigidité à la baisse se comporte mieux que le modèle linéaire et ce, quel que soit le type de simulation.

**Tableau 4.8 : ÉQM des erreurs de prédiction du modèle de variation des salaires estimé pour la période 1956-1989**

Période	Statique		Dynamique	
	Linéaire	Non linéaire	Linéaire	Non linéaire
1990-1997	1,92	1,20	2,49	1,25

#### **4.4) Test du J non imbriqué de Davidson et MacKinnon**

À part les tests de prédiction de la section 4.3, il existe un autre test qui peut nous aider à déterminer lequel des deux modèles, soit le modèle linéaire et le modèle non linéaire, est le plus apte à représenter le processus de la hausse des salaires, soit le test du J non imbriqué de Davidson et MacKinnon, qui est convergent de façon asymptotique. Voici comment nous avons construit ce test. On a vu, au chapitre 2, qu'en l'absence de plancher salarial, la variation globale observée des salaires serait égale à la variation « notionnelle » des salaires, c'est-à-dire que :

$$\Delta w = \mu \dots w^n - w_{-1}$$

On a postulé que cette variation notionnelle est une fonction linéaire de diverses variables explicatives  $X$ , dont les hausses passées des salaires et des prix à la consommation et à la production, le taux de chômage, le degré de générosité de l'assurance-chômage, etc. (voir la liste du tableau 4.4). Ainsi, on a :

$$\mu = X'\beta$$

Mais, en présence d'un plancher salarial, la relation devient non linéaire. Sous certaines hypothèses, la variation globale observée des salaires n'est pas égale à  $\mu$ , mais à la fonction non linéaire suivante de  $\mu$  :

$$\Delta w = \mu\Phi(\mu/\sigma) + \sigma\varphi(\mu/\sigma),$$

où  $\sigma$  est l'écart-type de la distribution des hausses notionnelles de salaires et  $\Phi$  et  $\varphi$  sont respectivement les fonctions de distribution cumulative et de densité de probabilité de la loi normale standardisée. Un modèle général défini comme moyenne pondérée des deux précédents se trouve alors à les englober :

$$\Delta w = (1 - \lambda)\mu + \lambda[\mu\Phi(\mu/\sigma) + \sigma\varphi(\mu/\sigma)]$$

puisque le premier modèle (linéaire) correspond au cas où  $\lambda=0$  et le second modèle (non linéaire) au cas où  $\lambda=1$ . Mais les deux hypothèses ne sont pas imbriquées l'une dans l'autre.

Nous avons estimé ce modèle englobant. Les résultats permettent de tester successivement l'hypothèse de linéarité ( $H_0 : \lambda=0$ ) et l'hypothèse de non-linéarité ( $H_0 : \lambda=1$ ). Les résultats de ces deux tests apparaissent au tableau 4.9. La valeur estimée de  $\lambda$  étant de 0,76 et son écart-type 0,37, l'hypothèse de linéarité est rejetée, mais celle de non-linéarité ne l'est pas. Nous sommes donc amenés à conclure qu'il y a beaucoup plus de chances que ce soit le modèle non linéaire qui représente bien la réalité. Ceci voudrait dire qu'il y aurait effectivement des contraintes à la baisse sur les salaires qui affecteraient le marché de l'emploi. Le prochain chapitre aborde les conséquences de ces résultats pour la courbe de Phillips canadienne.

**Tableau 4.9 : Résultats des tests de type Wald**

Test	Probabilité marginale de rejet
Linéarité ( $H_0 : \lambda = 0$ )	0,04
Non linéarité ( $H_0 : \lambda = 1$ )	0,52

## Chapitre 5

### Conséquences des résultats pour la courbe de Phillips de long terme

Dans ce chapitre, nous employons les résultats obtenus au chapitre précédent pour déduire et tracer la courbe de Phillips de long terme. Par «long terme», nous entendons une situation où les attentes inflationnistes des agents économiques sont remplies et où le taux d'inflation, les gains de productivité et le taux de variation des salaires sont stables dans le temps. Le chapitre est divisé en deux parties. La première partie est théorique. Elle vise à déduire la courbe de Phillips non linéaire de long terme en incorporant l'hypothèse de la stabilité des attentes et de l'inflation à l'équation fondamentale qui détermine la dynamique des salaires. La seconde partie est graphique. Elle trace la courbe de Phillips canadienne de long terme à partir des paramètres estimés au chapitre 4 et observe la plausibilité du résultat.

#### **5.1 Déduction de la courbe de Phillips de long terme**

La courbe de Phillips salariale estimée au chapitre 4 a la forme suivante :

$$y = \Psi(x) \dots x\Phi(x) + \varphi(x),$$

où  $y \equiv \Delta W/\sigma$  et  $x \equiv \mu/\sigma$ . Les fonctions  $\Phi$  et  $\varphi$  sont respectivement les fonctions de distribution cumulative et de densité de probabilité de la loi normale standardisée. Les paramètres  $\mu$  et  $\sigma$  sont la moyenne et l'écart-type de la distribution instantanée des variations annuelles notionnelles des salaires au niveau microéconomique. On a supposé que  $\sigma$  était constant dans le temps, mais que  $\mu$  évoluait dans le temps selon l'équation suivante :

$$\mu \equiv \alpha_0 + \alpha_1 \Delta W_{-1} + \alpha_2 (\Delta PY_{-1} + \Delta PROD) + \alpha_3 (\Delta PC_{-1} + \Delta PROD) - \alpha_4 U + \alpha_5 AC - \alpha_6 CONT ,$$

où les  $\alpha_i$ , comme  $\sigma$ , sont des paramètres positifs qui ont été estimés et où la contrainte d'homogénéité  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$  a été testée et acceptée.

À long terme, les attentes inflationnistes sont satisfaites, l'inflation est stable et les salaires varient au même rythme que la somme du taux d'inflation et du taux de croissance tendanciel de la productivité. De plus, on suppose qu'aucun contrôle des salaires n'est présent. Ainsi :

$$\Delta W = \Delta W_{-1} = \Delta PY_{-1} + \Delta PROD = \Delta PC_{-1} + \Delta PROD$$

et  $CONT = 0$ .

Tenant compte de la contrainte d'homogénéité, on obtient immédiatement :

$$\mu = \Delta W + \alpha_0 - \alpha_4 U + \alpha_5 AC = \Delta W - \alpha_4 (U - U^*) ,$$

où l'on a défini le taux de chômage «critique»  $U^*$  comme suit :

$$U^* \equiv (\alpha_0 + \alpha_5 AC) / \alpha_4 .$$

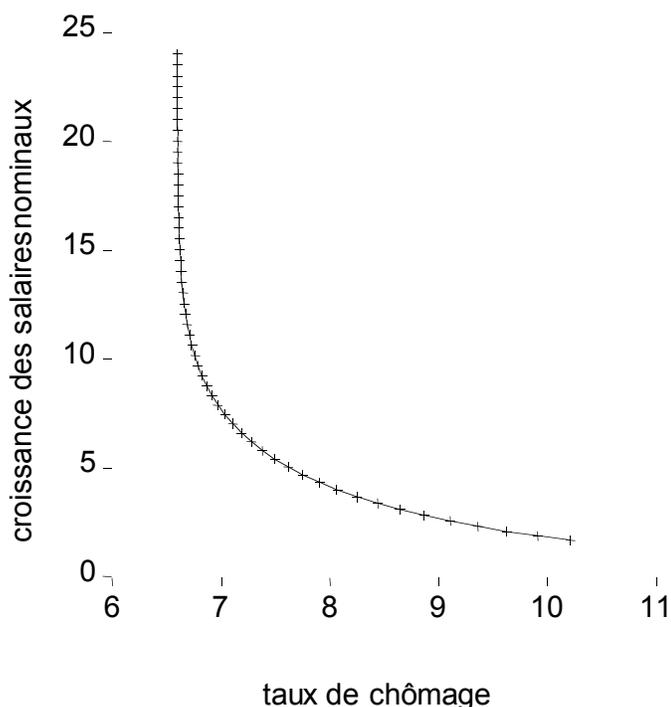
Si on porte maintenant cette expression de long terme pour  $\mu$  dans l'équation initiale reliant  $y = \Delta W / \sigma$  à  $x = \mu / \sigma$ , il s'ensuit que :

$$\Delta W / \sigma = \Psi [\Delta W / \sigma - (\alpha_4 / \sigma) (U - U^*)] .$$

Cette dernière relation détermine implicitement la relation de long terme entre le taux de croissance des salaires  $\Delta W$  et le taux de chômage  $U$ . C'est cette dernière que nous appellerons la courbe de Phillips (salariale) de long terme.

On démontre facilement que la courbe de Phillips de long terme ainsi obtenue possède quatre propriétés caractéristiques. Premièrement, par construction elle est entièrement localisée dans le quadrant positif, c'est-à-dire que  $\Delta W > 0$  pour toute valeur admissible de  $U$ . Deuxièmement, elle a une pente négative (puisque  $\psi' = \Phi$  et que  $0 < \Phi < 1$ ). Troisièmement, elle est convexe (c'est-à-dire que  $d^2(\Delta W)/dU^2 > 0$ ). Quatrièmement, elle est asymptotique à la verticale au niveau de chômage  $U = U^*$ . Ces quatre propriétés sont illustrées sur le graphique 1. Le taux de chômage asymptotique  $U^*$  s'interprète donc comme le plus bas taux de chômage qu'il est possible d'atteindre à long terme (pour un taux d'inflation suffisamment élevé), ou le taux de chômage minimum soutenable (TCMS). Akerlof, Dickens et Perry (1996, p.25) ont employé pour le décrire l'expression anglaise *least sustainable rate of unemployment (LSRU)*. S'il n'y avait pas de plancher salarial, le TCMS constituerait tout simplement l'unique taux de chômage non accélérationniste (TCNA) habituel (en anglais, le *NAIRU*), c'est-à-dire l'unique taux de chômage correspondant à un taux d'inflation stable, quel qu'il soit. Mais en présence d'un plancher salarial, le taux de chômage d'équilibre (le TCNA) n'est pas unique, mais est une fonction décroissante du taux d'inflation permanent le long de la courbe de Phillips de long terme.

**Graphique 1: Courbe de Phillips de long terme avec rigidités salariales**



## **5.2 Tracé estimatif de la courbe de Phillips de long terme**

La courbe de Phillips tracée par le graphique 1 est en fait obtenue à partir des estimations effectuées au chapitre précédent pour les paramètres  $\alpha_0$ ,  $\alpha_4$ ,  $\alpha_5$  et  $\sigma$ . Au tableau 4.4, les valeurs rapportées sont  $\alpha_0 = 0,049$ ,  $\alpha_4 = 1,02$ ,  $\alpha_5 = 0,033$  et  $\sigma = 0,063$ . Pour le calcul du taux de chômage minimum soutenable, nous choisissons également la valeur  $AC = 0,50$  pour l'indicateur du degré de générosité de l'assurance-chômage, qui paraît plausible pour les années 1999-2000. On obtient alors  $TCMS = U^* = 6,6\%$ . Il faut cependant observer que l'écart-type estimé autour de cette valeur minimale estimative est de 0,9 point de pourcentage. Cet estimateur n'est donc pas d'une très grande précision.

Les tableaux suivants indiquent les taux de croissance salariale et les taux d'inflation d'équilibre de plus en plus élevés qui sont requis pour «acheter» des taux de chômage d'équilibre de plus en plus bas (mais toujours supérieurs au TCMS) dans le cadre de la courbe de Phillips salariale de long terme tracée sur le graphique 1. Sur la base de l'observation des 15 dernières années, on suppose que le taux d'inflation d'équilibre est dans chaque cas inférieur au taux de croissance des salaires par une marge égale au taux de croissance tendanciel de la productivité  $\Delta PROD = 1,5\%$ . Le premier tableau est fondé sur notre courbe de Phillips estimative. Le second abaisse  $U^*$  et  $\sigma$  d'un écart-type chacun par rapport à leurs valeurs centrales, et de façon indépendante.

**Tableau 1 : Base:  $U^* = 6,6\%$ ,  $\alpha_4 = 1,02$  et  $\sigma = 0,063$**

<b>U désiré</b>	<b><math>\Delta W</math> requis (%)</b>	<b><math>\Delta P</math> requis (%)</b>
8,0	4,1	2,6
7,5	5,4	3,9
7,0	7,6	6,1
6,6	$+\infty$	$+\infty$

**Tableau 2 : Base:  $U^* = 5,7\%$ ,  $\alpha_4 = 1,02$  et  $\sigma = 0,047$** 

<b>U désiré</b>	<b><math>\Delta W</math> requis (%)</b>	<b><math>\Delta P</math> requis (%)</b>
7,0	2,5	1,0
6,5	3,5	2,0
6,0	5,6	4,1
5,7	$+\infty$	$+\infty$

Le premier tableau présente un arbitrage plutôt désagréable entre inflation et chômage. Si une cible ferme de 2,6% pour le taux d'inflation est fixée, un taux de chômage de 8,0% est prédit, ce qui s'avère 1,4 point supérieur au TCMS de 6,6%. L'arbitrage du second tableau est plus attrayant car, dans ce cas, un taux d'inflation cible de 2,0% est compatible avec un taux de chômage de 6,5%, lequel n'est supérieur que de 0,8 point au TCMS de 5,7%. Cependant, un objectif de chômage plus ambitieux de 6,0% requerrait un relâchement de la cible inflationniste à 4,1%.

Rappelons que ces calculs sont de nature illustrative et qu'ils ne sont pas entièrement concluants, parce que les écarts-types autour des paramètres fondamentaux sont suffisamment importants pour couvrir tout un éventail de possibilités allant des plus désagréables aux plus agréables. Les travaux ultérieurs devront chercher à augmenter la précision des estimations paramétriques. Cependant, dans tous les cas statistiquement plausibles de plancher salarial, le ciblage d'un taux d'inflation extrêmement bas, par exemple inférieur à 2%, risque d'engendrer des coûts appréciables en taux de chômage plus élevé de façon permanente, ou du moins prolongée. La prudence est ici de mise en matière de politique monétaire. C'est d'ailleurs le conseil qu'ont offert aux banques centrales des auteurs tels qu'Akerlof, Dickens et Perry (1996), Fortin (1996) et Riddell (1999).

## Conclusion

Dans ce mémoire, nous avons présenté une étude macroéconométrique visant à déterminer si la non-linéarité de la courbe de Phillips de long terme à bas taux d'inflation est une hypothèse plausible. C'est le professeur James Tobin qui souleva cette conjecture dans son discours présidentiel de décembre 1971 devant l'*American Economic Association* (Tobin 1972). Il exprima alors la crainte que les entreprises et leurs salariés offrent une très forte résistance à des réductions absolues de salaire nominal. La conséquence est que, même si elle est quasi verticale à des taux d'inflation dépassant, disons, 5 ou 6%, la courbe de Phillips de long terme subirait une courbure qui la rendrait convexe à des taux d'inflation inférieurs à ces niveaux. Pour la politique macroéconomique, la validité de cette hypothèse de plancher salarial signifierait qu'un choix est disponible entre, d'une part, une situation à taux d'inflation très bas, mais à taux de chômage élevé et, d'autre part, une situation à chômage plus bas, mais à taux d'inflation plus élevé. Cette possibilité de choix ne serait pas que temporaire comme dans les courbes de Phillips de Friedman ou de Gordon, mais elle serait permanente.

Deux études empiriques nord-américaines ont jusqu'ici cherché à tester la conjecture de Tobin. Il s'agit de l'étude américaine d'Akerlof, Dickens et Perry (1996) et de l'étude canadienne de Djoudad et Sargent (1997). Dans la foulée de ces études, nous avons poursuivi trois objectifs : 1) développer un modèle théorique et statistique complet, mais beaucoup plus simple, de la courbe de Phillips à plancher salarial; 2) employer un ensemble plus étendu de variables explicatives de l'inflation; et 3) expliquer la croissance des salaires directement (comme dans les études initiales de Phillips) plutôt que le taux d'inflation des prix.

Nous avons estimé le modèle statistique non linéaire retenu au moyen des données macroéconomiques canadiennes de 1956 à 1997. Nous l'avons ensuite épuré et nous en avons validé l'adéquation statistique. En particulier, afin d'obvier à

une critique de Hogan et Pichette (1998), nous avons démontré que notre modèle avait une meilleure performance prévisionnelle que le modèle linéaire standard et le modèle non linéaire de Sargent et Djoudad dans des simulations statiques et dynamiques intra-échantillonales et extra-échantillonales. Enfin, nous avons pu confronter les versions non linéaire et linéaire standard de la courbe de Phillips estimée en construisant un modèle général qui contient ces deux versions comme cas particuliers, mais non imbriquées l'une dans l'autre. Nous avons appliqué à ce modèle général un test de type J de Davidson et MacKinnon qui nous a conduit à rejeter la version linéaire standard, mais non la version non linéaire. Nous avons complété notre analyse en déduisant et en traçant la courbe de Phillips salariale de long terme qui découle du modèle non linéaire employé et des estimations obtenues au préalable.

À la suite de quelques auteurs, nous avons conclu que les autorités monétaires devraient faire preuve d'une certaine prudence dans le choix d'une cible d'inflation qui pourrait s'avérer trop basse pour les objectifs d'emploi permanents qui sont recherchés.

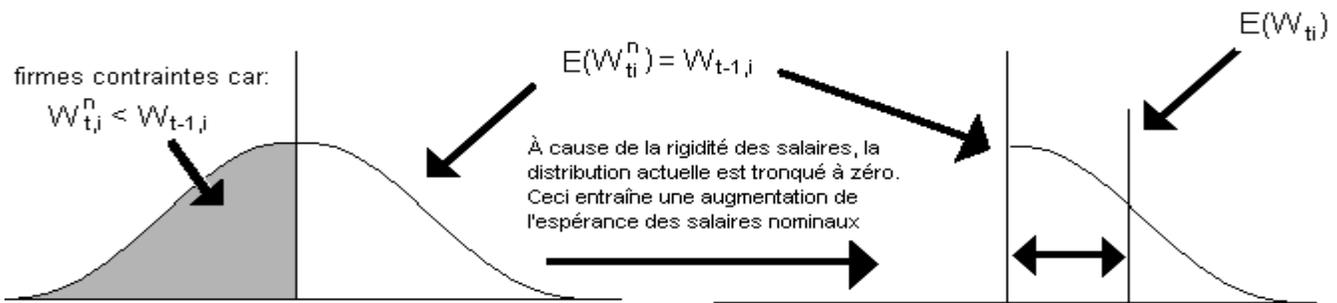
Nos résultats peuvent être raisonnablement contestés de trois manières. Premièrement, nous ne sommes pas entièrement satisfait de la précision et de la force de persuasion statistique des résultats. Les écarts-types sont encore trop élevés autour des paramètres clés. L'addition de nouvelles observations (canadiennes et étrangères) et une amélioration de la modélisation du chômage structurel pourraient conduire à des résultats plus satisfaisants. Deuxièmement, il existe des théories alternatives de la dynamique des salaires et du chômage qui pourraient expliquer la persistance d'un chômage élevé et d'un taux d'inflation bas dans les années récentes, comme celles de l'hystérésis du chômage (Ball 1997) ou de la modification du processus des attentes inflationnistes par suite du changement de régime monétaire (Fillion et Léonard 1997). Il faudra mettre toutes ces explications en concurrence sur le plan statistique. Troisièmement, s'il est indéniable que les salaires nominaux ont fortement résisté à des coupes absolues au cours des

dernières années, nous devons nous demander si une telle résistance persisterait dans un environnement de stabilité des prix sur une longue période. Il est possible que, dans un tel contexte, les agents économiques finissent par ne plus trouver les réductions absolues de salaires injustes et inéquitables et par comprendre qu'une baisse de salaire de 2% lorsque l'inflation est de 1% n'est pas plus grave qu'une augmentation de salaire de 3% lorsque l'inflation est de 6%. Tobin (1972) et Akerlof, Dickens et Perry (1996) pensent, au contraire, que la résistance salariale est là pour durer. Ils emploient à cet égard des arguments historiques (la Grande Dépression) et théoriques (le roulement incessant des travailleurs et des entreprises qui sont confrontés au plancher salarial). En fin de compte, cela demeurera une question empirique.

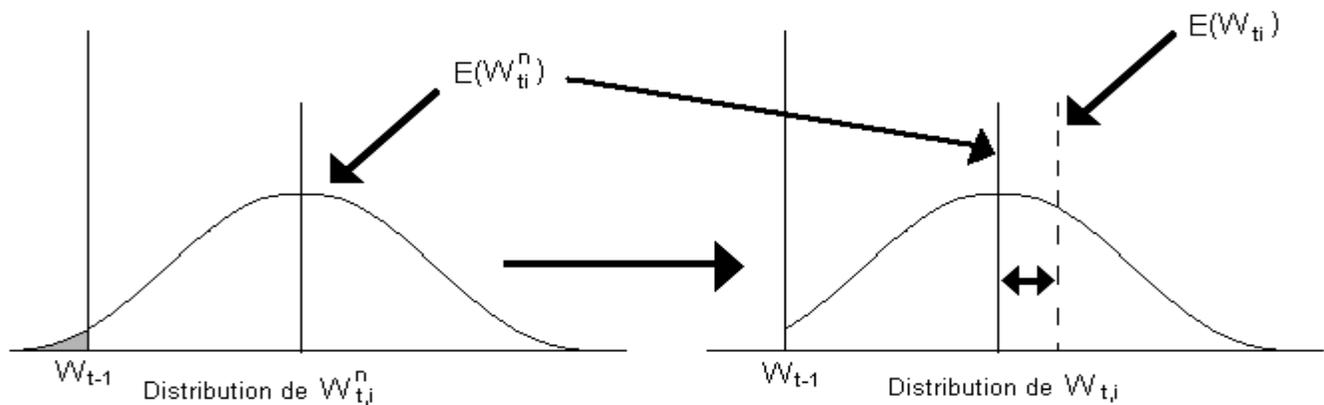
## Annexe 1

### Figure 1

Lorsque les prix sont stables et qu'il n'y a pas de croissance économique, la moitié des firmes sont contraintes et  $S$  est élevé



Quand l'espérance des salaires nominaux est supérieure aux salaires de la période précédente, peu de firmes sont contraintes, alors  $S$  est petit:



Source : Djoudad et Sargent (1997)

## Annexe 2

### Estimation de la courbe de Phillips avec le terme « $S$ »

Dans cette annexe, nous déduisons la courbe de Phillips avec rigidités salariales à partir de la définition du terme  $S$  de ADP. Nous suivons l'exposé de Djoudad et Sargent (1997). Posons d'abord  $E(W_t)$  et  $W_t^n \dots E(W_t^n)$ . Il s'ensuit de l'équation (3) du texte :

$$S_t = \frac{E(W_t) - E(W_t^n)}{P_t^a G_t} \quad (3)$$

que :

$$\begin{aligned} W_t &= W_t^n + (P_t^a G_t) S_t \\ &= (1 + S_t [\frac{P_t^a G_t}{W_t^n}]) W_t^n \\ &= (1 + S_t M) W_t^n \end{aligned}$$

où  $M = \frac{P_t^a}{W_t^n / G_t}$  est le "markup" du prix sur le coût unitaire.

Substituons l'équation (6),  $W_t^n = P_t^a G_t \exp(c - au_t)$ , dans cette dernière expression.

On obtient :

$$W_t = (1 + S_t M) P_t^a G_t \exp(c - au_t),$$

ce qui, porté dans l'équation de "markup" :

$$P_t = M \frac{W_t}{G_t}$$

donne en logarithme :

$$p = m + p_t^a + c - au_t + S_t M$$

On a fait l'approximation  $\log(1 + S_t M) \approx S_t M$ .

En soustrayant  $p_{t-1}$  de chaque côté, on obtient finalement :

$$\pi_t = \pi_t^a + c - au_t + S_t M \quad (4)$$

ce qui constitue la courbe de Phillips de long terme avec rigidités salariales de ADP.

L'annexe 3 revient sur la dérivation de l'équation de "markup".

## Annexe 3

### Déduction du markup

L'équation du « markup »  $P = M \frac{W}{G}$  se déduit facilement dans un contexte monopolistique avec fonction de production de type Cobb-Douglas :

$$Y = AK^{1-\alpha} L^\alpha \quad \begin{array}{l} \text{où } Y = \text{production} \\ K = \text{capital} \\ L = \text{travail} \end{array}$$

On a, dans ce cas :

$$\begin{aligned} \frac{fY}{fL} &= \alpha AK^{1-\alpha} L^{\alpha-1} \\ &= \frac{\alpha AK^{1-\alpha} L^\alpha}{L} \\ &= \alpha \frac{Y}{L} \\ &= \alpha G \end{aligned}$$

C'est-à-dire que la productivité marginale de  $L$  est proportionnelle à sa productivité moyenne.

Nous savons que toute entreprise ayant un pouvoir monopolistique n'applique pas un prix de vente égal au coût marginal. En effet, cette entreprise ajoutera un certain pourcentage à son coût marginal. Cet ajout représente le « markup ». Plutôt que d'avoir  $P = CM$ , on a :

$$\begin{aligned}
 P(1 - 1/\eta) &= CM && \text{où } \eta \text{ est l'élasticité de la demande.} \\
 &= \frac{W}{fY/fL} \\
 &= \frac{W}{\alpha G} \quad ,
 \end{aligned}$$

de sorte que :

$$\begin{aligned}
 P &= \frac{1}{\alpha(1 - 1/\eta)} \cdot \frac{W}{G} \\
 &= M \frac{W}{G} \quad ,
 \end{aligned}$$

pourvu qu'on définisse:

$$M = \frac{1}{\alpha(1 - 1/\eta)} .$$

## **Annexe 4**

### **Description des données**

Rémunération globale pour l'ensemble de l'économie : matrice 9464.

Autres taxes sur la masse salariale : matrice 6577.

Heures totales travaillées pour l'ensemble de l'économie : matrice 9463.

Rémunération horaire globale du secteur des entreprises pour 1946 à 1961 :  
Statistique Canada 15-204, année 1985.

Rémunération globale secteur des entreprises : matrice 9464.

Heures totales travaillées dans le secteur des entreprises : matrice 9463.

PIB réel au coût des facteurs pour l'ensemble de l'économie : matrice 9460.

Productivité horaire du secteur des entreprises : Statistique Canada 15-204, 1985.

PIB réel au coût des facteurs pour le secteur des entreprises : matrice 9460.

PIB nominal aux prix du marché pour l'ensemble de l'économie : matrice 6547.

Taxes indirectes moins subventions pour l'ensemble de l'économie : matrice 6547.

PIB réel aux prix du marché pour l'ensemble de l'économie : matrice 6549.

PIB nominal au coût des facteurs du secteur des entreprises : matrice 7404.

Indice du PIB réel au coût des facteurs du secteur des entreprises : Statistique  
Canada 15-204, 1985.

Nouvelle matrice du PIB nominal au coût des facteurs du secteur des entreprises :  
matrice 4766.

Nouvelle matrice du PIB réel au coût des facteurs du secteur des entreprises : matrice 4770.

PIB réel au coût des facteurs du secteur des entreprises : matrice 7405.

Indice des prix à la consommation, 1986=100 : matrice 7440.

Données provinciales sur les taux de salaire minimum pour 1954 à 1966 : Gazette du travail.

Données provinciales sur les taux de salaire minimum pour 1967 à 1997 : feuilles du ministère fédéral du Développement des ressources humaines.

Calculs réglementaires de l'assurance-emploi : Statistique Canada 73-001 et 71-001.

Cotisations à l'assurance-chômage : matrices 6676 et 6576.

Contributions au régime de pension du Canada : matrices 6676 et 6529.

Contributions au régime des rentes du Québec : matrices 6676 et 6530.

Contributions de l'employeur à la caisse des vacances : matrices 6676 et 6577.

Contributions de l'employeur à la santé et sécurité du travail : matrice 6676 avant révision et matrice 6577 après révision.

Salaires et traitements pour l'ensemble de l'économie pour la période 1926-1961 : fourni directement par Karen Wilson de Statistique Canada.

Salaires et traitements pour l'ensemble de l'économie après 1961 : matrice 6597.

Impôt sur le revenu fédéral, provincial et local avant 1961 : matrice 6676.

Impôt fédéral sur le revenu après 1961 : matrice 6576.

Impôt provincial sur le revenu après 1961 : matrice 6577.

Revenu personnel avant révision : matrice 6631.

Revenu personnel après révision : matrice 6524.

Taux de chômage pour la période précédant 1976 : Pierre Fortin.

Taux de chômage pour 1976-1997 : matrice 3472.

Population active : matrice 3451.

Nombre de personnes syndiquées : Statistique Canada 61-221.

## Bibliographie

Akerlof, G., W. Dickens et G. Perry (1996), "The Macroeconomics of Low Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1996, pages 1-59.

Akerlof, G., W. Dickens et G. Perry (1996), "Low Inflation or No Inflation: Should the Federal Reserve Pursue Complete Price Stability?", *Common and uncommon sense from the Brookings Institution*, août 1996.

Ball, Laurence (1997), "Disinflation and the NAIRU", *Reducing Inflation (dir. C. Romer et D. Romer)*, University of Chicago Press, Chicago.

Bewley, T. et W. Brainard (1993), "A Depressed Labor Market, as Explained by Participants", papier non publié, Yale University, février.

Djoudad, R. et T.C. Sargent (1997), "Does the ADP Story Provide a Better Phillips Curve for Canada?", *Economic Studies and Policy Analysis Division*, Département des finances, Canada.

Fillion, Jean-François, et André Léonard (1997), "La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses", *Document de travail 97-3*, Banque du Canada, Ottawa.

Fortin, P. (1989), "How "Natural" is Canada's Unemployment Rate?", *European Economic Review* 33 (1): 89-110.

Fortin, P. (1995), "Tobin's Wage Floor Hypothesis: Evidence From Canadian Wage Settlements and Implications for Inflation Policy", *Communication présentée au congrès annuel de l'Atlantic Canada Economics Association*.

Fortin, P. (1996), "The Great Canadian Slump", *Canadian Journal of Economics* 29 (3): 761-87.

Friedman, Milton (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, mars 1968, pages 1-17.

Hess, G. et C. Morris (1996), "The Long-Run Costs of Moderate Inflation", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, XQ2: 71-88.

Hogan, S. (1997), "What Does Downward Nominal-Wage Rigidity Imply for Monetary Policy?", *Banque du Canada, Document de travail 97-13*.

Hogan, S. et L. Pichette. (1998), "Downward Nominal Wage Rigidity and the Short-Run Phillips Curve", *Département de recherche, Banque du Canada*.

Kahneman, D., J.L. Knetsch et R. Thaler (1986), "Fairness as a Constraint on Profit Seeking' Entitlements in the Market", *American Economic Review* 76(4): 728-41.

Phelps, Edmund (1968), "Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, août 1968, pages 678-711.

Phillips, A.W. (1958), "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, novembre 1958, pages 283-299.

Riddell, W.Craig (1999), "Presidential address: Canadian labour market performance in international perspective", *Canadian Journal of Economics* 32, novembre, pages 1097-1134.

Samuelson, Paul A. et Robert Solow (1960), "Problems of Achieving and Maintaining a Stable Price Level : Analytical Aspects Of Anti-inflation Policy", *American Economic Review, Papers and Proceedings* 50(2) : 177-94.

Tobin, J. (1972), "Inflation and Unemployment", *Economic American Review* 62(1): 1-18.