

Article

« Les taux de chômage canadien et américain dans les années 1980 : un test de trois hypothèses »

John McCallum

L'Actualité économique, vol. 64, n° 4, 1988, p. 494-508.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/601466ar>

DOI: 10.7202/601466ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

LES TAUX DE CHÔMAGE CANADIEN ET AMÉRICAIN DANS LES ANNÉES 1980: UN TEST DE TROIS HYPOTHÈSES*

John McCALLUM
Université McGill

RÉSUMÉ. — La courbe de Phillips keynésienne stipule qu'en l'absence de perturbations inflationnistes défavorables la croissance des salaires nominaux ralentit lorsque le taux de chômage excède son niveau naturel. Pourtant, depuis 1984, bien que le taux de chômage moyen ait été très élevé, les augmentations de salaire n'ont pas ralenti au Canada. Trois explications possibles de ce paradoxe sont envisagées : une augmentation sensible du taux de chômage naturel, la non-linéarité de la courbe de Phillips, et un effet d'hystérésis sur le chômage.

Le niveau moyen élevé du chômage depuis 1982 permet difficilement de trancher entre l'hypothèse de non-linéarité de la courbe de Phillips et celle d'une augmentation du taux de chômage naturel. Néanmoins, l'analyse des données canadiennes antérieures à 1982, ainsi que de l'expérience américaine, permettent de favoriser plutôt l'hypothèse de non-linéarité. Dans cette optique, et la courbe de Phillips, et le taux de chômage naturel (des hommes de 25 ans et plus) sont demeurés stables au Canada. Enfin, l'hypothèse d'hystérésis ne reçoit aucune confirmation.

L'analyse indique également qu'au Canada la courbe de Phillips possède une pente beaucoup plus prononcée et qu'elle est beaucoup moins inertielle « backward-looking » qu'aux États-Unis. L'ampleur plus grande du chômage au Canada qu'aux États-Unis depuis 1982 trouve donc son explication dans le fait que des chocs inflationnistes plus défavorables chez nous ont complètement noyé notre avantage d'une courbe de Phillips plus escarpée et moins inertielle.

ABSTRACT. — In the absence of adverse price shocks, the neo-Keynesian Phillips curve states that wage settlements will be falling whenever unemployment exceeds its natural level. Yet Canadian wage settlements have been stable since 1984 despite very high levels of unemployment. Three possible explanations are investigated: a large increase in the natural unemployment rate, a non-linear Phillips curve, and « hysteresis ».

* L'auteur remercie Pierre Fortin et John Galbraith pour leurs utiles commentaires ainsi que le CRSH et le Fonds FCAR pour leur aide financière.

Given the unprecedented increase in unemployment since 1982, it is not easy to distinguish between a non-linear Phillips curve and a rise in the natural unemployment rate. However, both pre-1982 evidence and U.S. experience point to a non-linear specification. Moreover, given this specification, the results indicate that both the Canadian Phillips curve and Canada's natural unemployment rate (for adult males) have remained stable over time. There is no support for hysteresis.

The results also indicate that the Canadian Phillips curve is much steeper and much less inertial (or « backward-looking ») than that of the United States. The fact that Canada has nevertheless had higher unemployment than the United States since 1982 is explained by the finding that the unfavourable effects of worse shocks outweighed the favourable effects of a steeper and less inertial Phillips curve.

L'une des caractéristiques fondamentales de la courbe de Phillips keynésienne (c'est-à-dire complétée par les anticipations d'inflation) est qu'en l'absence de chocs inflationnistes défavorables, une offre de travail excédentaire freine l'inflation. Partout dans le monde occidental, et plus particulièrement en Europe, cette conclusion fondamentale de l'orthodoxie macroéconomique est de plus en plus difficile à défendre. Dans la plupart des pays en cause, l'inflation semble en effet s'être stabilisée à un niveau modéré, tandis que le chômage demeure extrêmement élevé par rapport à la période 1960-1980.

Certains observateurs affirment même que la situation est encore pire, car l'inflation paraît maintenant se réactiver. Par exemple, dans sa livraison du 18 juin 1988, *The Economist* soulignait que dans neuf pays sur treize pour ce qui est des prix et dans huit pays pour ce qui est des salaires, l'inflation avait été plus forte les trois derniers mois que pour les douze derniers. Cette constatation ne suffit pas, bien sûr, à prouver que l'inflation reprend, mais elle n'a rien de rassurant pour une théorie qui affirme que l'inflation devrait baisser.

On peut envisager au moins trois hypothèses portant sur la théorie keynésienne. Premièrement, le taux de chômage naturel peut avoir considérablement augmenté. Deuxièmement, il se peut que la théorie soit valide, mais que la forme fonctionnelle retenue soit erronée. Par exemple, si la courbe n'est pas vraiment linéaire à court terme, la construction d'une courbe linéaire exagérera la réduction de l'inflation entraînée par un chômage élevé. Enfin, troisièmement, la théorie peut être fautive: il est possible que l'inflation soit une fonction décroissante non pas du niveau du chômage, mais de sa variation. Ou, ce qui revient au même, peut-être le taux de chômage naturel varie-t-il en fonction de l'histoire passé du chômage. Cette dernière possibilité, qui a reçu le nom d'hystérésis dans sa réincarnation la plus récente, a été analysée, entre autres, par Tobin (1980), Hargreaves Heap (1980), Blanchard et Summers (1986), et Lindbeck et Snower (1987).

Un objectif majeur du présent article est d'examiner et de tester ces hypothèses dans le contexte canadien. La première partie est consacrée à un examen de la conjoncture canadienne récente qui jette le doute sur la validité de la courbe de Phillips au Canada. Dans la deuxième et principale partie de l'article, nous nous

efforçons de déterminer dans quelle mesure les trois hypothèses mentionnées, soit de hausse du taux de chômage naturel, de non-linéarité de la courbe de Phillips, et d'hystérésis, sont respectivement fondées. Pour permettre des comparaisons, cette section inclut des estimations pour le Canada et pour les États-Unis. À supposer que la courbe de Phillips canadienne survit à ces tests, nous réaliserons le second objectif majeur de l'article, qui consiste à analyser les causes de l'ampleur du chômage au Canada ces dernières années au moyen des paramètres qui auront été estimés. En particulier, sachant que la pente de la courbe de Phillips canadienne paraît beaucoup plus prononcée que celle des États-Unis, il y a lieu de se demander pourquoi le chômage est tellement plus élevé au Canada qu'aux États-Unis depuis 1982. Cette question fait l'objet de notre troisième partie. La dernière section présente enfin nos conclusions.

I. APERÇU

Le tableau 1 présente l'information pertinente sur le chômage et la baisse de l'inflation au Canada et aux États-Unis, ainsi que pour les quatre grandes régions du Canada. Entre 1981 et 1984, les taux d'augmentation de salaire dans les conventions collectives ont diminué d'environ dix unités de pourcentage au Canada, alors que l'excédent du chômage observé sur celui de la période de référence d'avant 1982 a été, en moyenne, de quatre unités par année environ. (Ce chômage « excédentaire » est appelé *UGAP* par souci de simplicité, bien que les chiffres du tableau 1 ne correspondent pas nécessairement aux estimations du taux de chômage naturel qui seront présentées plus loin.) Ces chiffres signifient que chaque unité de diminution de taux d'inflation salariale a exigé 1,2 unités de chômage excédentaire maintenues pendant un an. En d'autres termes, le « ratio de sacrifice » a été de 1,2 au Canada. Au niveau régional, il a varié entre 0,9 et 1,4. Soulignons que ces chiffres sont moins élevés (c'est-à-dire plus favorables) que le ratio de sacrifice américain, qui fut de 1,7.

C'est après 1984 que les difficultés commencent. De 1985 à 1987, les hausses de salaire « conventionnées » ont légèrement augmenté au Canada (et plus que la moyenne au Québec), bien que le chômage soit resté élevé (moyenne de 9,7 pour cent), ce qui va clairement à l'encontre du principe selon lequel les salaires baissent quand l'*UGAP* est positif. Si l'on combine les deux périodes 1982-1984 et 1985-1987, le ratio de sacrifice canadien monte de 1,2 à 2,0, soit presque autant que le ratio américain de 2,1. Pour la même période, ce ratio varie d'un bas de 1,5 en Ontario à un haut de 2,9 dans l'ouest du Canada. En outre, ces ratios calculés sous-estiment le coût global de la baisse de l'inflation dans la mesure où, à la fin de la période, le chômage était encore supérieur à son niveau de base d'avant 1982. En avril 1988, aux États-Unis et dans le centre du Canada, le chômage se situait légèrement au-dessous de son niveau de base, mais l'*UGAP* restait fortement positif dans l'est et l'ouest du Canada. (On notera aussi que la baisse du chômage des hommes adultes a été inférieure à la moyenne.)

Deux phénomènes importants en ressortent. D'une part, après avoir fortement baissé jusqu'en 1984, les hausses de salaire se sont stabilisées ou ont même

légèrement augmenté par la suite, bien que l'*UGAP* ait été fortement positif pendant la majeure partie de la période. D'autre part, des différences marquées sont manifestées entre les régions. En considérant aussi bien le ratio de sacrifice pour l'ensemble de la période que l'*UGAP* le plus récent, on constate que c'est l'Ontario qui présente le rendement le plus favorable, le Québec et les États-Unis se situant ensemble au deuxième rang. Les pires résultats, et de loin, sont ceux de l'ouest du Canada, où le ratio de sacrifice est le plus élevé et où la reprise était encore très incomplète en avril 1988.

TABLEAU 1
LE CHÔMAGE ET LA RÉDUCTION DE L'INFLATION AU
CANADA ET AUX ÉTATS-UNIS, 1981-87

	Canada	États- Unis	Provinces atlantiques	Québec	Ontario	Provinces de l'Ouest
A. 1981-1984						
<i>DDW</i> , 1981-84	-9.8	-5.5	-10.3	-9.8	-7.6	-11.9
<i>UGAP</i> , 1982-84	4.0 (4.2)	3.1 (3.9)	3.2	3.9	3.3	5.6
B. 1984-1987						
<i>DDW</i> , 1984-87	0.4	-0.3	-0.1	1.8	0.2	0.6
<i>UGAP</i> , 1985-87	2.3 (3.1)	0.9 (1.7)	3.5	1.4	0.5	5.2
C. Ratio de sacrifice						
1982-84	1.2	1.7	0.9	1.2	1.3	1.4
1982-87	2.0	2.1	1.9	2.0	1.5	2.9
D. Avril 1988						
<i>UGAP</i>	0.3 (1.3)	-0.2 (0.7)	0.9 (2.7)	-0.1 (1.1)	-0.6 (-0.6)	3.4 (4.4)
E. Taux de chômage de base	7.4 (4.6)	5.8 (4.2)	11.6	9.6	6.5	5.2

- NOTES: (i) *DDW* = Changement du taux d'inflation salariale (accords salariaux : hausse annuelle des taux de base).
(ii) *UGAP* = Taux de chômage moins taux de chômage de base (le niveau annuel le plus bas des années 1979-81). Les chiffres entre parenthèses représentent les *UGAPs* des hommes adultes (25 ans ou plus au Canada ; 20 ans ou plus aux États-Unis).
(iii) Ratio de sacrifice = $(UGAP \times n)/DDW$, où n égale le nombre d'années.

SOURCES : Statistique Canada ; Travail Canada ; U.S. Bureau of Labor Statistics.

II. LA COURBE DE PHILLIPS AU CANADA

Après avoir examiné la question de la non-linéarité, nous spécifions dans cette section une équation salariale complète et nous l'estimons pour le Canada et les États-Unis.

1. Forme fonctionnelle pour le taux de chômage

La première question importante à résoudre est la spécification de la forme fonctionnelle de la variable « chômage » dans l'équation salariale. La théorie

n'est guère utile à cet égard. Bien qu'on puisse opposer certains arguments à l'adoption d'une spécification linéaire (cf. Tobin, 1972), il n'en faut pas moins à l'égard du *degré* de non-linéarité, procéder de façon empirique pour trancher la question.

Supposons donc que l'un des déterminants de l'inflation salariale est $f(UM_t)$, qui est fonction du taux de chômage des hommes adultes UM_t . Une définition assez générale de $f(UM_t)$, qui est équivalente à la transformation de Box et Cox, est la suivante :

$$\begin{aligned} f(UM_t) &= UM_t^\lambda & (\lambda \neq 0) \\ f(UM_t) &= \log(UM_t) & (\lambda = 0) \end{aligned} \quad (1)$$

Pour définir la forme fonctionnelle recherchée, il faut fixer le paramètre λ , dont les trois valeurs les plus conventionnelles sont la spécification linéaire ($\lambda = 1$), la spécification logarithmique ($\lambda = 0$), et la spécification inverse ($\lambda = -1$).

L'approche habituelle consisterait à incorporer $f(UM_t)$ dans une équation salariale, puis à déterminer la valeur de λ qui maximiserait le logarithme de la fonction de vraisemblance de l'équation salariale estimée sur la totalité de la période échantillonnale considérée. On pourrait alors définir pour λ un intervalle de confiance et voir si l'une ou l'autre des hypothèses conventionnelles ($\lambda = -1, 0$, ou $+1$), seraient comprises dans cet intervalle. (Cette méthode est décrite dans Judge *et al.*, 1980, pp. 308-311).

Malheureusement, cette méthode assez simple ne convient pas ici car, depuis 1982, le taux de chômage parmi des hommes adultes est resté beaucoup plus élevé qu'à aucun autre moment de l'après-guerre¹. La figure 1 le montre et en illustre les conséquences. Sur la base des régressions qui seront présentées plus loin, le trait plein trace la courbe de Phillips estimée pour la période 1956-1981 selon la spécification $1/UM_t$ ($\lambda = -1$), tandis que la ligne en pointillé correspond à la définition linéaire ($\lambda = 1$). Pour tracer ces courbes, nous avons fixé toutes les variables de l'équation salariale (à l'exception de UM_t) à leurs valeurs moyennes de 1956-1981. Pour mettre en relief l'ampleur du changement intervenu dans le taux de chômage depuis 1981, les courbes de Phillips comportent une rupture qui commence à la valeur maximale atteinte par UM_t avant 1982 et se termine à la valeur minimale de UM_t pour la période 1982-1987. Cette figure montre aussi les positions des années postérieures à 1981 relativement aux valeurs prédites par les courbes².

1. Entre 1956 et 1981, UM s'est établi à 4,1 pour cent en moyenne, avec un minimum de 2,5 pour cent en 1956 et un maximum de 5,8 pour cent en 1961. Par la suite, sa valeur est passée de 4,8 pour cent en 1981 à 9,3 pour cent en 1983, puis elle est progressivement retombée à 7,0 pour cent en 1987 et à 5,9 pour cent en avril 1988.

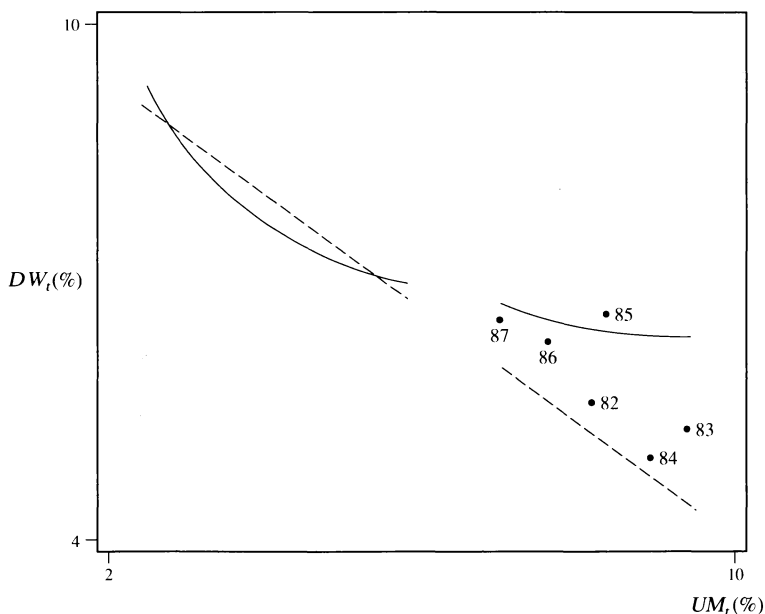
2. Pour 1982-1987, les distances verticales des points par rapport aux deux courbes de Phillips sont égales aux erreurs prévisionnelles correspondantes. On observera que les chiffres de l'échelle verticale ne correspondent pas aux taux d'inflation salariale observés de 1982 à 1987.

Nous reviendrons à la figure 1 dans la présentation des résultats empiriques ; pour le moment, elle peut servir à illustrer une observation plus générale sur les tests de la forme fonctionnelle de la courbe. Supposons que la courbe de Phillips soit véritablement linéaire ; selon cette hypothèse, la figure 1 suggère que, après 1981, la courbe a glissé d'environ 1,5 pour cent vers la droite, ce qui indiquerait une augmentation de même amplitude dans le taux de chômage naturel. Par ailleurs, la figure suggère aussi que l'application de la transformation de Box et Cox à la totalité de la période échantillonnale conduirait à la conclusion que la courbe de Phillips est convexe et ne révélerait par conséquent aucune augmentation du taux de chômage naturel.

FIGURE 1
DEUX FORMES DE LA COURBE DE PHILLIPS AU CANADA

$$\text{---} DW_t = 10.47 - .61 UM_t$$

$$\text{—} DW_t = 5.32 + 9.84/UM_t$$



- NOTES: (a) Les deux pentes des courbes de Phillips sont tirées des régressions estimées pour la période 1956-1981 (voir les deux premières colonnes du Tableau 2).
 (b) Les ordonnées à l'origine correspondent aux moyennes de la période 1956-1981.
 (c) En ce qui concerne les points des années 1982 à 1987, les distances verticales de ces points aux deux courbes de Phillips représentent les erreurs de prévision basées sur les régressions de 1956-1981. Noter que les chiffres sur l'axe vertical ne correspondent pas aux valeurs réalisées de DW_t pour les années 1982 à 1987.

En d'autres termes, l'application d'un test de Box et Cox à la totalité de la période ne permettrait très probablement pas de capturer une hausse du taux de chômage naturel qui aurait pu se produire depuis 1981. Si une telle hausse a vraiment eu lieu, on conclurait probablement du test que la courbe de Phillips est convexe. Mais on arriverait à la même conclusion si la courbe est en fait convexe et n'a pas changé. Or, comme notre objectif est de déterminer laquelle de ces deux possibilités est la bonne, le test n'aurait guère de valeur.

Alors, que faire? Il semble que le seul espoir soit de faire des tests de forme fonctionnelle en se fondant sur les données *antérieures* à 1982. Si la valeur λ peut être estimée avec une certaine précision pour la période antérieure à 1982, il devient possible de distinguer statistiquement la non-linéarité de la courbe, d'un changement intervenu dans le taux de chômage naturel, tout simplement en projetant dans la période récente l'estimateur de λ ainsi obtenu. Le même test sera effectué pour les États-Unis, car la comparaison entre les deux pays pourrait corroborer les résultats. Naturellement, nos conclusions resteront sujettes à caution, puisqu'il est impossible de savoir avec certitude si λ a changé ou non depuis 1981.

2. Spécification de l'équation salariale

L'insertion de l'équation (1) dans l'équation salariale canadienne habituelle (dans l'hypothèse $\lambda \neq 0$) donne l'équation suivante:

$$DW_t = a_0 + a_1 (DPA_t + DQ_t) + (1 - a_1) DW_{t-1} + a_2 UM_t^\lambda + a_3 CONT_t + a_4 DRPA_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Dans cette équation, DW_t est le taux de changement du salaire horaire dans les entreprises commerciales; DPA_t est le taux d'inflation anticipé (égale à la valeur prédite du taux de croissance de l'indice synthétique des prix à la consommation obtenue à partir d'une régression de cette variable sur un ensemble de variables retardées); DQ_t est une estimation de la croissance tendancielle de la productivité; UM_t est le taux de chômage des hommes adultes; $CONT_t$ est une variable dichotomique qui tient compte du contrôle des salaires de 1976 à 1978; $DRPA_t$ est le taux de changement d'une variable mesurant le prix relatif des exportations canadiennes (moyenne de l'année courante et de l'année précédente); et e_t est un terme d'erreur. Pour les États-Unis, la spécification est la même, sauf que les variables $CONT_t$ et $DRPA_t$ sont exclues³.

Il s'agit, en somme, d'une équation assez conventionnelle qui n'a guère besoin d'être commentée. La variable mesurant le prix des exportations y a été incluse parce que des travaux antérieurs (McCallum, 1987a) montrent son importance pour expliquer les écarts de performance économique entre le Canada et les États-Unis, et parce qu'il est probable qu'elle exerce une influence sur les ententes salariales, particulièrement dans l'ouest du Canada. Bien sûr, ce type d'équation salariale n'est

3. De plus, comme une définition de DQ , semblable à celle du Canada a été rejetée par les données américaines, cette variable a été exclue des régressions portant sur les États-Unis. Toutefois, l'estimation du taux de chômage naturel aux États-Unis pour 1988 est fondée sur l'hypothèse d'une progression annuelle de 1,0 pour cent de la tendance de la productivité (comme pour le Canada).

pas à l'abri de la « critique de Lucas », selon laquelle la stabilité des coefficients est douteuse dans un contexte d'évolution des politiques. De fait, dans un texte antérieur (McCallum, 1987b), j'ai trouvé que, dans l'ensemble des pays de l'OCDE, les courbes de Phillips sont devenues plus escarpées à peu près au moment où la politique macroéconomique est devenue moins accommodante. C'est pourquoi, dans le cadre de la présente étude, j'ai soumis les équations salariales à une batterie de tests de stabilité.

3. Résultats empiriques

Comme le mentionne l'introduction, les trois grandes questions qui nous concernent sont la non-linéarité de la courbe de Phillips (estimation de λ), le changement du taux de chômage naturel, et l'effet d'hystérésis. Ce dernier point est facile à régler. Tout comme Fortin (1988), nous avons vite constaté, en effet, que les données canadiennes et américaines rejettent sans équivoque l'hypothèse d'hystérésis; pour diverses périodes choisies, le coefficient de la variable UM_t reste très significativement différent de zéro quand on inclut dans la régression les premières différences courantes et retardées de UM_t . En outre, les valeurs retardées de UM_t ne jouent aucun rôle significatif.

Le tableau 2 présente quatre régressions de base estimées pour la période 1956-1981, soit pour chacun des deux pays, les régressions selon les spécifications linéaires ($\lambda = 1$) et inverse ($\lambda = -1$) de $f(UM_t)$. Le tableau inclut en outre les régressions selon la définition non linéaire ($\lambda = -1$) pour toute la période 1956-1987, ainsi que des renseignements sur le calcul de λ , sur les tests de stabilité et sur les conséquences pour le taux de chômage naturel. Résumons en trois points la portée des résultats.

3.1 Détermination de λ

Pour chacun des deux pays, les régressions ont été estimées successivement pour des valeurs de λ allant de -7 à $+7$ par paliers de $0,5$. Le tableau 2 montre que, pour la période 1956-1981, la valeur privilégiée de λ a été $-2,0$ pour les deux pays. Toutefois, l'intervalle de confiance est considérable pour le Canada: à un niveau de confiance de 95 pour cent, λ peut se situer n'importe où entre $-6,0$ et $+1,0$. D'après les données de 1956-81, l'hypothèse de la linéarité de la courbe de Phillips canadienne peut être rejetée à un niveau de confiance de 90 pour cent. Les estimations sont plus précises pour les États-Unis, la fourchette allant de $-3,0$ à $-1,0$. Plus particulièrement, l'hypothèse de linéarité ($\lambda = 1$) est très fortement rejetée aux États-Unis. Quand on reprend les mêmes calculs pour toute la période 1956-1987, on obtient pour λ des valeurs optimales de $0,5$ pour le Canada et de $-1,0$ pour les États-Unis. Le tableau indique des intervalles de confiance plus étroits pour la période 1956-1987 que pour la période 1956-1981.

Comme on l'a déjà vu, cependant, les estimations portant sur la période 1956-1987 ne sont guère fiables. Par ailleurs, comme λ n'est pas estimé avec grande précision pour le Canada avant 1982, les résultats ne sont pas tranchés.

TABLEAU 2
LES ÉQUATIONS SALARIALES ESTIMÉES POUR LE CANADA ET LES
ÉTATS-UNIS, 1956-87

$$DW_t = a_0 + a_1 (DPA_t + DQ_t) + (1 - a_1)DW_{t-1} + a_2 UM_t^\lambda + a_3 DRPA_{t-1} + a_4 CONT_t + a_5 D824_t$$

λ	Canada			États-Unis		
	1.0	-1.0	-1.0	1.0	-1.0	-1.0
Période	56-81	56-81	56-87	56-81	56-81	56-87
a_0	3.25 ^a	-1.90 ^d	-2.67 ^a	1.85 ^b	-.67 ^a	-.75 ^a
a_1	.57 ^a	.57 ^a	.61 ^a	.26 ^b	.27 ^a	.25 ^a
a_2	-.64 ^b	9.84 ^b	12.57 ^a	-.31 ^a	4.58 ^a	4.73 ^a
a_3	.19 ^a	.20 ^b	.23 ^a	—	—	—
a_4	-2.33 ^b	-2.34 ^b	-1.95 ^b	—	—	—
a_5	—	—	—	—	—	-.77 ^a
ρ_1	—	—	—	-.30	-.45 ^c	-.35 ^d
ρ_2	—	—	—	-.47 ^a	-.60 ^a	-.65 ^a
SE	.815	.799	.788	.458	.366	.412
Q(8)	6.8	6.1	5.5	6.5	4.5	4.3
\bar{R}^2	.835	.841	.861	.572	.726	.784
Stabilité						
Chow 1	0.2	0.8	n.a.	0.9	1.8	n.a.
Chow 2	1.2	2.0	0.6	1.6	2.2	0.5
Taux de chômage naturel						
UM^*	5.1	5.2	4.7	4.8	5.0	4.7
U^*	6.9	7.0	6.5	5.5	5.7	5.4
$UGAP$	0.8	0.7	1.2	0.1	-0.1	0.2
Détermination de λ	1956-81		1956-87	1956-81		1956-87
$\hat{\lambda}$	-2.0		0.5	-2.0		-1.0
[min, max]	[-6.0, 1.0]		[-0.5, 1.5]	[-3.0, -1.0]		[-2.0, -0.5]
$H_0: \lambda = 1$	3.0 ^a		0.7	27.1 ^a		18.4 ^a

NOTES: 1. Les exposants indiquent la précision statistique aux niveaux de non-confiance de .001^(a), .005^(b), .010^(c), .050^(d), et .100^(e).

2. La stabilité:

Chow 1: L'échantillon est divisé à 1981-82.

Chow 2: L'échantillon est divisé au milieu de la période (1967-68 ou 1970-71).

3. Taux de chômage naturel:

UM^* = Taux de chômage naturel des hommes adultes

U^* = Taux de chômage naturel global (égal à UM^* plus la valeur prise pour $U_t - UM_t$ en avril 1988).

$UGAP$ = UM^* moins la valeur prise par UM_t en avril 1988.

4. Détermination de λ

[min, max] - Valeurs minimum et maximum au niveau de confiance de 95%.

$H_0: \lambda = 1$ Statistique de χ^2 (avec un degré de liberté)

SOURCE: Les sources et les définitions des variables sont indiquées dans le texte.

Mais les estimations canadiennes n'en indiquent pas moins une spécification non linéaire de la courbe de Phillips; les résultats américains sont d'ailleurs très convaincants à cet égard. Si on se rapporte à la figure 1, nos résultats favorisent ou bien la spécification inverse (le trait plein), ou bien une spécification située entre les deux courbes représentées (logarithmique, par exemple). Dans ces deux cas, les erreurs sont très faibles pour 1985-1987.

3.2 *Autres paramètres estimés et tests de stabilité*

Les paramètres estimés pour le Canada ne sont guère surprenants et ils semblent relativement stables pour les trois équations qui figurent au tableau 2. En outre, aucun des cinq tests statistiques effectués ne permet de douter de la stabilité de la relation, que la période soit coupée en 1969, en 1972 ou en 1982. Les statistiques F sont particulièrement faibles lorsque la coupure est fixée après 1981. Par ailleurs, comme on peut observer sur la figure 1, si l'on se fonde sur les régressions estimatives allant jusqu'à 1981 pour prédire la hausse des salaires entre 1982 et 1987, l'erreur moyenne de prévision est positive selon la forme linéaire (+0,6) mais négative selon la forme inverse (-0,7).

Conformément aux résultats de recherches antérieures, un déplacement significatif vers le bas de l'équation salariale a été observé aux États-Unis pour la période 1982-1984. C'est pourquoi une variable dichotomique a été incorporée aux régressions portant sur cette période. Cette procédure n'est évidemment pas satisfaisante et il faudra y revenir ultérieurement. Mais, à tous autres égards, le tableau fait ressortir une stabilité assez satisfaisante des équations américaines.

Il convient par ailleurs de mentionner trois différences importantes entre les estimations canadiennes et leurs contreparties américaines. En premier lieu, l'inertie de l'inflation salariale est sensiblement plus grande aux États-Unis qu'au Canada, puisque le coefficient retardé d'inflation salariale y est de 0,75 environ et de seulement 0,40 au Canada. En deuxième lieu, par contre, les résidus des régressions américaines sont fortement, mais négativement autocorrélés. Par conséquent, l'effet des chocs sur les salaires ne persiste guère malgré le coefficient élevé de la variable dépendante retardée. Enfin, en troisième lieu, la pente de la courbe de Phillips canadienne est au moins deux fois plus élevée que celle de la courbe américaine. Ces trois différences entraînent des conséquences qui sont examinées plus loin.

3.3 *Conséquences pour le taux de chômage naturel*

D'après les régressions couvrant la totalité de la période, le taux de chômage naturel des hommes adultes serait d'environ 4,7 pour cent dans les deux pays⁴. Le chiffre canadien est voisin de celui de 4,9 pour cent (écart-type = 0,2) qu'a calculé Fortin (1988) au moyen d'une méthode assez différente de la nôtre. Selon ces estimations, en avril 1988 le taux de chômage des hommes adultes se situait à 1,2 unité de pourcentage au-dessus de son niveau naturel au Canada, tandis qu'il ne le

4. Selon la colonne 3 du tableau 2, par exemple, le taux de chômage naturel des hommes adultes au Canada est estimé à $(12.57)/2.67$, c'est-à-dire 4,7 pour cent.

dépassait que de 0,2 pour cent aux États-Unis. Si l'on admet aussi que l'écart entre le taux de chômage global et le taux de chômage des hommes adultes à cette date était « naturel » (et non cyclique), alors le taux de chômage naturel global était alors de 6,5 pour cent au Canada et de 5,4 pour cent aux États-Unis. On observera que cette différence d'un peu plus d'une unité entre les deux pays s'explique entièrement par l'écart plus grand au Canada entre le taux de chômage global et le taux des hommes adultes.

III. COMPARAISON ENTRE LE CANADA ET LES ÉTATS-UNIS

En examinant les paramètres estimés du tableau 2, on pourrait croire que la lutte contre l'inflation serait beaucoup moins coûteuse en chômage au Canada qu'aux États-Unis. En effet, la courbe de Phillips canadienne est deux fois plus abrupte que l'américaine, et l'inertie que mesure le coefficient de la variable dépendante retardée est considérablement moins grande au Canada qu'aux États-Unis. Comme on le sait, pourtant, le chômage a été beaucoup plus prononcé au Canada qu'aux États-Unis au cours des années récentes. L'analyse qui suit vise à expliquer ce paradoxe.

Définissons d'abord la variable « choc de prix » (PS_t) comme la différence entre le taux d'inflation (DP_t) et le taux d'augmentation du coût unitaire normalisé en main-d'oeuvre ($DW_t - DQ_t$), c'est-à-dire :

$$DP_t = DW_t - DQ_t + PS_t \quad (3)$$

Réécrivons par ailleurs l'équation (2) de façon simplifiée comme suit :

$$DW_t = a_1 (DPA_t + DQ_t) + (1 - a_1)DW_{t-1} - a_2 (UGAP_t)(UMN/UM_t) + WS_t \quad (4)$$

où $UGAP_t = UM_t - UMN$ est la différence entre le taux de chômage observé (UM_t) et le taux de chômage naturel des hommes adultes (UMN), et où WS_t représente un « choc salarial » qui inclut toutes les variables omises de l'équation salariale (y compris le terme d'erreur). Le coefficient a_2 est ici redéfini comme le quotient du coefficient a_2 du tableau 2 par le carré de UMN .

Ces deux équations peuvent être combinées et transformées de façon à donner l'expression suivante pour $UGAP_t$:

$$UGAP_t = (UM_t/UMN) (-\gamma_0 DDW_t + \gamma_1 (PS_t - UDP_t) + \gamma_2 WS_t) \quad (5)$$

où DDW_t est le changement du taux d'inflation salariale, où $UDP_t = DP_t - DPA_t$ est l'inflation non anticipée, et où les autres variables ont déjà été définies. $UGAP$ doit être positif si l'on veut que l'inflation salariale fléchisse ($DDW_t < 0$), ou si l'on veut que l'inflation salariale demeure stable malgré un choc inflationniste dans les salaires ou dans les prix. Le terme (UM_t/UMN) résulte de la spécification non linéaire : plus le taux de chômage initial est élevé, plus le niveau de $UGAP_t$ correspondant à un choc quelconque devra l'être aussi.

Le calcul des paramètres γ_i ($i = 0, 1, 2$) à partir des coefficients estimés des colonnes 3 et 6 du tableau 2 donne les résultats suivants :

$$\begin{aligned}\gamma_0 &= (1 - a_1)/a_2 = 0,68 \text{ (CANADA)} \\ &= 3,54 \text{ (ÉTATS-UNIS)}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\gamma_1 &= a_1/a_2 = 1,08 \text{ (CANADA)} \\ &= 1,18 \text{ (ÉTATS-UNIS)}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\gamma_2 &= 1/a_2 = 1,76 \text{ (CANADA)} \\ &= 4,73 \text{ (ÉTATS-UNIS)}\end{aligned}$$

Comme on peut le voir, γ_0 et γ_2 sont beaucoup plus élevés pour les États-Unis que pour la Canada. Ainsi, faire diminuer l'inflation salariale et contrecarrer les chocs salariaux inflationnistes requiert un chômage beaucoup plus élevé aux États-Unis qu'au Canada. En même temps, γ_1 , qui mesure le chômage requis pour compenser les chocs dans les prix, est du même ordre pour les deux pays. À ce point, donc, l'ensemble des coefficients paraît plus favorable au Canada qu'aux États-Unis.

Toutefois, l'effet total subi par $UGAP_t$ dépend non seulement des valeurs des coefficients γ_i , mais aussi du signe et de l'ampleur historiques des chocs. Le tableau 3 présente, pour les deux pays, la décomposition de la valeur moyenne de $UGAP_t$ dans ses sources diverses pour la période 1982-1987. Dans chaque cas, la valeur du coefficient et l'ampleur du choc sont indiquées. Par définition, l'apport de chaque source à $UGAP$ est égal au coefficient multiplié par la taille du choc.

TABLEAU 3
COMPOSANTES DE LA MOYENNE DE $UGAP$ AU
CANADA ET AUX ÉTATS-UNIS, 1982-87

	Coefficient		x Taille du choc		= Contribution à la moyenne de $UGAP$	
	Canada	U.S.	Canada	U.S.	Canada	U.S.
Décélération de l'inflation (DDW)	-0.7	-3.5	-1.7	-1.0	1.1	3.5
Chocs salariaux (WS)	1.8	4.7	-0.2	-0.6	-0.4	-2.8
Inflation non anticipée (UDP)	-1.1	-1.2	-0.2	-0.4	0.2	0.5
Chocs des prix ^a (PS)	1.1	1.2	0.9	0.2	1.0	0.3
Effet de non-linéarité					1.5	0.9
Moyenne de $UGAP$					3.5	2.3

NOTE: ^a Comprend l'effet du prix relatif des exportations ($DRPA$)

SOURCE: Tableau 2, colonnes 3 et 6.

Ce tableau amène plusieurs constatations. Tout d'abord, bien que le ralentissement de la hausse des salaires ait été plus important au Canada qu'aux États-Unis, la différence entre les deux coefficients γ_0 est si grande encore, que

l'apport de *DDW* à *UGAP* est beaucoup plus considérable aux États-Unis. Mais en revanche, il importe d'observer que les chocs salariaux ont été de $-0,6$ unité de pourcentage par an en moyenne aux États-Unis, notamment en raison de la variable dichotomique qu'on a insérée dans l'équation américaine. Or, ce chiffre, en combinaison avec un coefficient très élevé, produit un apport de $2,8$ unités à la valeur moyenne d'*UGAP*. En conséquence, si l'on tient compte des chocs salariaux, l'apport net du ralentissement de la hausse des salaires à la valeur moyenne d'*UGAP* est de $0,7$ unité de pourcentage pour chacun des deux pays. Par ailleurs, comme on peut le constater, le reste du chômage excédentaire s'explique dans les deux pays par les chocs de prix et par la rapidité mal anticipée de la baisse de l'inflation. Le premier de ces facteurs a été beaucoup plus important au Canada, tandis que le second l'a été légèrement plus aux États-Unis. (Si l'on songe au rôle capital que revêtent les erreurs de prévision d'inflation dans certains modèles, il est intéressant d'observer que cette variable joue ici un rôle plutôt mineur.) Enfin, l'effet de non-linéarité est très marqué puisqu'il explique 40 pour cent environ du chômage excédentaire dans chacun des deux pays.

En somme, si la valeur moyenne d'*UGAP* a été plus élevée au Canada qu'aux États-Unis, c'est parce que les chocs défavorables y ont été plus importants et que leurs effets sur le chômage ont plus que contrebalancé l'avantage de coefficients plus avantageux qu'aux États-Unis. En particulier, si le Canada avait connu la même décélération salariale qu'aux États-Unis, tous les autres facteurs restant les mêmes (et compte tenu d'un affaiblissement de l'effet de la non-linéarité), la valeur moyenne d'*UGAP* aurait été la même pour les deux pays. Cette observation est compatible avec l'égalité des ratios de sacrifice des deux pays, mentionnée plus haut dans la première partie de l'article⁵. En d'autres termes, le problème a été que le niveau de départ de l'inflation était beaucoup plus élevé au Canada qu'aux États-Unis en 1981. Conséquemment, dans l'absence d'une stratégie incorporant d'autres moyens de lutte contre l'inflation, la désinflation a nécessité un chômage plus élevé au Canada. Incidemment, si on retourne à la période antérieure, on constate que c'est le prix relatif des exportations qui a été l'agent principal de la hausse de l'inflation au Canada entre 1979 et 1981.

A cet égard, on ne peut s'empêcher de se demander ce qui serait arrivé si, en 1981, le Canada avait imposé un contrôle des prix et des salaires aussi efficace que semble avoir été celui de 1976-1978. Pour le voir, il suffit de multiplier le choc annuel moyen (sur les années 1982 à 1987) provoqué par un contrôle imposé, disons, en 1982 et en 1983 ($-1,95 \times 2/6 = -0,65$, au tableau 2) par le coefficient des chocs salariaux ($1,8$ au tableau 3), ce qui donne le chiffre de $-1,2$.

5. Les ratios de sacrifice pour le Canada et les États-Unis peuvent aussi être calculés d'après les taux de chômage naturel du tableau 2, au lieu des taux de chômage « de base » du tableau 1. Dans ce cas, le ratio de sacrifice pour l'ensemble de la période s'établit à 2.6 pour le Canada et 2.5 pour les États-Unis, au lieu des chiffres de 2.0 et 2.1 mentionnés dans le tableau 1.

Après redressement pour corriger l'effet de non-linéarité, on arrive à la conclusion que la valeur moyenne d'*UGAP* pour la période 1982-1987 aurait été réduite d'environ 2,5 unités de pourcentage. Elle se serait donc établie à 1,0 unité environ, au lieu du chiffre de 3,5 unités qui a été effectivement observé, et le taux de chômage moyen au Canada aurait été très voisin du taux de chômage moyen au États-Unis.

Je laisse aux lecteurs la liberté de décider de la crédibilité de ce résultat. Mais ceux qui ont accepté l'analyse qui précède pourront difficilement refuser la logique du calcul.

IV. CONCLUSION

Quand j'ai entrepris cette étude, je pensais que la courbe de Phillips canadienne était en difficulté, ou tout au moins qu'elle ne pourrait être sauvée qu'en lui imposant une hypothèse de non-linéarité impossible à tester. La figure 1 montre, en effet, qu'une spécification convexe de la courbe permet d'obtenir des résultats satisfaisants pour les années postérieures à 1981. Mais comment savoir alors si la courbe est véritablement convexe, ou si elle est linéaire et que c'est plutôt le taux de chômage naturel qui s'est accru depuis 1980?

Il est avéré, cependant, que les données antérieures à 1982 elles-mêmes justifient une forme non linéaire, très clairement pour les États-Unis, mais aussi au Canada. Cette observation nous a apporté une justification indépendante de l'usage de la même forme non linéaire pour les années 1982 à 1987. De plus, l'équation des salaires estimée conformément à cette hypothèse sous-estime, en effet, la baisse de l'inflation depuis 1982 (plutôt que de la surestimer) et prédit de façon assez précise l'inflation observée pendant la période délicate de 1985-87. Ces résultats sont rassurants aussi à d'autres égards: tous les paramètres estimés ont le bon signe et un ordre de grandeur acceptable, et ils sont bien identifiés et relativement stables dans le temps. L'hypothèse d'hystérésis pour le chômage ne trouve aucune confirmation, ni dans un pays ni dans l'autre.

Le taux de chômage naturel des hommes adultes qui ressort des courbes de Phillips ainsi estimées est stable dans le temps, et il est de 4,7 pour cent au Canada comme aux États-Unis. Le taux de chômage naturel global, quant à lui, est évalué à 6,5 pour cent au Canada et à 5,4 pour cent aux États-Unis en avril 1988. A cette date, l'écart entre le chômage observé et le chômage naturel estimé était donc de 1,2 unité de pourcentage au Canada (7,7 contre 6,5) et de 0,2 unité aux États-Unis (5,6 contre 5,4).

Les déséquilibres dont a souffert la reprise économique au Canada depuis 1982 imposent une plus grande prudence que d'habitude dans l'interprétation de ces chiffres. D'une part, en effet, si les provinces centrales (l'Ontario et le Québec) continuent leur essor tandis que les deux extrémités du pays demeurent en léthargie, les pressions inflationnistes pourraient se faire sentir à un niveau de chômage supérieur au taux naturel calculé ici. D'autre part, même si le chômage national tombe à son niveau naturel estimatif de 6,5 pour cent, il est

évident que l'ouest et l'est du pays n'y retrouveront guère de réconfort si la reprise économique ne les atteint pas. Du point de vue national, il est souhaitable que la politique économique favorise plus ces régions que les provinces centrales, mais, on sait bien qu'en raison de considérations électorales notamment, de telles politiques seraient difficiles à appliquer.

Enfin, nos résultats aident à expliquer pourquoi le Canada a connu un chômage beaucoup plus élevé que les États-Unis depuis 1982 en dépit de la pente beaucoup plus prononcée et de l'inertie beaucoup moins grande de sa courbe de Phillips. Ce phénomène est attribuable à deux causes majeures. En premier lieu, en raison surtout du dynamisme du secteur des ressources vers la fin des années 1970 et au tout début des années 1980, l'inflation salariale héritée du passé était beaucoup plus forte au Canada qu'aux États-Unis. En l'absence de politiques autres que la restriction de la demande, l'inflation n'a donc pu être maîtrisée au Canada qu'au prix d'un chômage plus important. En second lieu, un facteur plus intrigant paraît avoir également joué. Nos résultats attestent, en effet, d'une chute prononcée du taux d'inflation salariale après 1982 aux États-Unis, mais non au Canada. Nous n'avons pas encore d'explication à offrir ni de la présence de ce phénomène aux États-Unis, ni de son absence au Canada.

BIBLIOGRAPHIE

- BLANCHARD, OLIVIER et LAWRENCE SUMMERS (1986). «Hysteresis and the European Unemployment Problem.» *NBER Macroeconomics Annual 1986*, Cambridge; MIT Press.
- FORTIN, PIERRE (1988). «How 'natural' is Canada's high unemployment rate?» *European Economic Review*, 33, janvier 1989, pp. 89-110.
- FORTIN, PIERRE et DANIEL PRUD'HOMME (1984). «La courbe de Phillips canadienne contre vents et marées.» *Prévision et analyse économique*, 5, juin, pp. 37-60.
- HARGREAVES HEAP, S.P. (1980). «Choosing the wrong 'natural' rate: Accelerating inflation or decelerating employment and growth?» *Economic Journal*, 90, septembre, pp. 611-20.
- JUDGE, GEORGE G., WILLIAM E. GRIFFITHS, R. CARTER HILL, et TSOUNG-CHAO LEE (1980). *The Theory and Practice of Econometrics*. New York; John Wiley & Sons.
- LINDBECK, ASSAR et DENNIS J. SNOWER (1987). «Cooperation, Harassment, and Involuntary Unemployment: An insider-outsider approach.» *American Economic Review* 78, mars, pp. 167-88.
- MCCALLUM, JOHN (1987a). «Unemployment in Canada and the United States.» *Revue canadienne d'économie*, 20, novembre, pp. 802-21.
- MCCALLUM, JOHN (1987b). «Wage setting and macroeconomic policy: Evidence from 18 countries.» Cahier No. 9/87, Département de sciences économiques, Université McGill.
- TOBIN, JAMES (1972). «Inflation and Unemployment.» *American Economic Review*, 63, pp. 1-19.
- TOBIN, JAMES (1980). «Stabilization Policy Ten Years After.» *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 19-89.