

Offre globale en économie ouverte, courbe de Phillips et détermination du taux de chômage naturel : une reformulation théorique

Supply, Phillips curve, and the determination of natural rate of unemployment: a theoretical reformulation

Louis Phaneuf

Volume 55, Number 3, juillet–septembre 1979

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/800836ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/800836ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Phaneuf, L. (1979). Offre globale en économie ouverte, courbe de Phillips et détermination du taux de chômage naturel : une reformulation théorique. *L'Actualité économique*, 55(3), 375–396. <https://doi.org/10.7202/800836ar>

Article abstract

Criticizing the fact the Phillips curve wage and price equations are usually reduced form or quasi-reduced form equations without an explicit structural model behind, this article is an attempt to provide a supply side based structural model of the Phillips curve. Of special importance are the theoretical specifications of the resulting wage and price equations that include several new explanatory variables and especially policy variables. After having demonstrated under what structural conditions the price-Phillips curve of this model will be a vertical in the long run, the model is solved for the theoretical specification of the natural rate of unemployment.

OFFRE GLOBALE EN ÉCONOMIE OUVERTE, COURBE DE PHILLIPS ET DÉTERMINATION DU TAUX DE CHÔMAGE NATUREL : UNE REFORMULATION THÉORIQUE *

1. *Introduction*

En 1966, Ronald G. Bodkin (et ses collaborateurs) (1967) estimait la première courbe de Phillips canadienne. A la fin des années '60 et au début des années '70, il devenait apparent que la courbe de Phillips se déplaçait dans le plan inflation-chômage et que, pour un taux de chômage donné, le taux d'inflation s'accélérait dans le temps. De fait, Kaliski (1973) montra que la relation estimée par Bodkin s'avérait instable pour les années '70. Depuis lors, et davantage au cours des dernières années, l'exploration empirique du processus inflationniste des salaires et des prix aboutit généralement à des conclusions qui vont jusqu'à remettre en question l'existence même d'une courbe de Phillips canadienne. Cette remise en question est d'autant renforcée que l'épisode de la stagflation récente, entre le milieu de 1973 et le milieu de 1975, semble avoir été marqué de l'évanouissement de la relation de Phillips. Bien qu'il ne s'agissait pas de la première manifestation historique d'une accélération inflationniste accompagnée d'une hausse simultanée du chômage, l'économie nord-américaine en fut frappée d'une telle intensité que plusieurs crurent à l'apparition d'un phénomène nouveau hors du domaine d'explication de la théorie économique existante et en vinrent à proclamer la destitution de la courbe de Phillips ¹.

Toutefois, en présence de la grande variété des résultats empiriques des études canadiennes sur le sujet, voir même leur incompatibilité dans

* Communication présentée au 19^e Congrès annuel de la Société canadienne de science économique, qui s'est tenu à Montréal du 9 au 11 mai 1979. L'auteur tient à remercier Pierre Fortin (directeur de thèse), Jacques Daignault, Yvon Fauvel et Bernard Fortin de leurs utiles commentaires.

1. Pour une interprétation théorique de la période de stagflation économique en Amérique du Nord par « les outils traditionnels de la science économique », voir P. Fortin (1978, 1).

plusieurs cas et plus encore, le caractère pour le moins surprenant de certains de ces résultats comme l'obtention de sommes de coefficients attachés à l'inflation anticipée significativement supérieures à l'unité, il semble que nous ne soyons pas encore rendus à abdiquer, et qu'il y ait encore place à l'investigation des fondements théoriques et empiriques de cette relation.

D'autre part, l'estimation d'une courbe de Phillips des prix étant un prérequis nécessaire à la dérivation empirique du taux de chômage naturel, il ne faut pas s'étonner davantage du peu d'unanimité entourant l'évaluation statistique de ce concept.

Sans pénétrer dans le détail d'un survol de cette littérature, il est néanmoins important de souligner certains aspects fondamentaux des études canadiennes de la détermination du taux d'inflation des salaires et des prix et du taux de chômage naturel. Premièrement, les relations de salaires ou de prix estimées sont dans la forte majorité des cas des équations de forme réduite ou quasi réduite. Il faut toutefois se garder d'être pris au piège de la simplicité abusive que pourrait tendre cette approche, non pas qu'il faille répudier son utilité, au contraire, mais s'assurer dans la mesure du possible que la sélection a priori des variables explicatives et à expliquer de ces équations relève d'une démarche théorico-déductive. Toutefois, les modèles formels de comportement associés à plusieurs de ces études ne semblent pas provenir explicitement d'une théorie économique intégrée avec pour conséquence qu'il faut au moins suspecter la validité et la fiabilité des coefficients estimés sur la base d'équations pouvant s'avérer incomplètement ou, encore, faussement spécifiées². Deuxièmement, et complémentaiement au premier point, ces études canadiennes ont pour la plupart négligé systématiquement l'incorporation théorique d'influences discrétionnaires de politiques économiques en tant que variables de déplacement de la relation de Phillips avec pour résultat qu'il n'y avait³ aucune évidence empirique de l'effet de ce type de variables sur la détermination du taux d'inflation canadien. Enfin, le dernier problème majeur repose sur le traitement inadéquat de la variable représentant la tension qu'exerce la demande excédentaire sur les salaires et, de là, sur les prix. L'instabilité et la non-significativité, telles que révélées dans certaines études, des coefficients attachés à diverses mesures de tension de la demande excédentaire et plus particulièrement des coefficients de la tension exercée sur le marché du travail, peuvent être

2. Pour un traitement élaboré de la portée et des limites de l'approche de la forme réduite, de l'exigence d'un modèle structurel de référence et de l'efficacité comparative de l'approche économétrique complexe et de l'approche de la forme réduite comme méthodes d'analyse de l'impact, de la performance et de l'évaluation des politiques discrétionnaires de stabilisation économique, voir Phaneuf (1978).

3. Pour une évidence empirique récente de l'effet de certaines influences discrétionnaires sur le taux d'inflation canadien, voir P. Fortin-Phaneuf (*op. cit.*).

attribuables en grande partie à l'utilisation de mesures déficientes de pression de la demande excédentaire.

Les motivations sous-jacentes à ce papier sont essentiellement théoriques. L'objectif général est de dériver, selon une approche théorico-déductiviste, une équation de forme quasi réduite des prix de type « courbe de Phillips » adaptée à l'économie ouverte sur la base d'un modèle structurel de référence relativement agrégé du secteur de l'offre macroéconomique. Il faudra aussi porter une attention spéciale à la construction théorique de la variable de tension de la demande excédentaire sur le marché du travail et dégager la formulation théorique impliquée par le modèle, de la détermination du taux de chômage naturel.

Plus spécifiquement, la deuxième section concernera l'exposition de la procédure générale de la stratégie de recherche, la troisième portera sur la fonction de demande excédentaire⁴, la quatrième sur l'équation des salaires du modèle, la cinquième sur l'équation des prix, la sixième sur l'équation de la courbe de Phillips des prix, la septième sur la détermination du taux de chômage naturel et la dernière sur les conclusions.

2. Procédure générale

Le texte s'articule selon une stratégie à trois étapes. La construction théorique de la variable V , de tension de demande excédentaire exercée sur le marché du travail, constitue essentiellement l'objet de la première étape. Il s'agit d'une version élargie du UGAP de Michael Wachter (1976) selon laquelle la relation intertemporelle entre V et le taux de chômage observé u se modifiera suite aux changements démographiques et induits par les politiques gouvernementales sur le marché du travail de manière à ce que :

$$V_t = \Psi(u_t, x_t) \quad (1)$$

où Ψ est une fonction convexe décroissante de u , et x est un vecteur d'influences déterminant la relation entre V et u .

La seconde étape porte sur la dérivation d'une équation de forme quasi réduite de la courbe de Phillips des prix découlant de l'interaction d'une équation des prix suivant laquelle le prix de vente net des taxes indirectes s'ajuste selon une marge ajoutée aux coûts unitaires en main-d'œuvre, au coût d'utilisation des services du capital et aux prix des matières premières achetées hors du secteur et/ou de l'économie considérés(e)⁵ [(Nordhaus, 1972) et (Gordon, 1975a et 1976)] d'une part, et d'autre part, d'une équation des salaires établissant une relation entre le taux d'inflation salariale, la variable de tension V , l'inflation anticipée

4. Les sections 2 et 3 reposent entièrement sur P. Fortin-Phaneuf (*op. cit.*, 2-11).

5. Dans le cas d'une économie ouverte agrégée, il s'agira du prix des matières premières importées, et pour une équation des prix du secteur non agricole privé domestique, en plus du prix des importations des matières premières, le prix des matières premières du secteur agricole domestique.

et diverses influences instrumentales et exogènes. Pour le cas d'une économie ouverte agrégée, la forme générale de l'équation de la courbe de Phillips des prix peut se concevoir comme :

$$\dot{P}_t = \delta_0 + \delta_1 \dot{P}_t^* + \delta_2 \dot{P}_{t-1}^* + \delta_3 V_t + \delta_4 Z_t \quad (2)$$

où \dot{P} , \dot{P}^* est le taux de croissance observé et anticipé de l'indice de prix de vente, \dot{P}_i^* est le taux de croissance anticipé de l'indice de prix des biens importés (exprimé en monnaie domestique), Z est un vecteur-colonne des autres influences, δ_0 est une constante négative, δ_1 , δ_2 , δ_3 sont des coefficients positifs, δ_4 est un vecteur-rangée de coefficients et t est un indice du temps.

L'élaboration du modèle structurel de référence repose sur les hypothèses théoriques, sujettes à confirmation empirique, de l'homogénéité des fonctions de demande et d'offre de travail par rapport aux prix de la production et des facteurs de production et de la maximisation des profits. Sur le seul plan théorique, la reconnaissance de ces hypothèses garantit l'obtention du résultat d'une valeur unitaire du coefficient de l'inflation anticipée dans l'équation de la courbe de Phillips des prix i.e. $\delta_1 + \delta_2 = 1$ et ce, indépendamment du traitement de V et de Z . Toutefois ce résultat théorique attendu ne trouvera validation empirique que si les hypothèses théoriques de départ sont valides et si V et Z sont correctement spécifiées. Si tel est le cas, et c'est là l'objet de l'articulation du modèle structurel de référence, la courbe de Phillips prendra la forme d'une verticale à long terme tel que prédit par le modèle théorique.

Enfin, la dérivation de la formulation théorique du taux de chômage naturel constituera la dernière étape. Sous l'hypothèse de long terme $\dot{P} = \dot{P}^* = \dot{P}_i^*$, le taux naturel de demande excédentaire V^n s'obtiendra en posant $V = V^n$ dans

$$\delta_0 + \delta_3 V^n + \delta_4 Z^n = 0 \quad (3)$$

où Z^n sera le niveau de long terme de Z , obtenu par le biais de moyennes historiques ou d'hypothèses. Le taux de chômage naturel, ou u_t^n proviendra de la résolution de l'équation

$$\delta_0 + \delta_3 \psi(u_t, x_t) + \delta_4 Z^n = 0 \quad (4)$$

pour $u_t = u_t^n$ comme une fonction de x_t et Z^n . Pour le cas où $Z^n = 0$, alors

$$\psi(u_t^n, x_t) = -\delta_0/\delta_3 \quad (5)$$

L'aspect proprement nouveau de l'étude consiste en la spécification du modèle structurel de référence et son utilisation de manière à générer l'équation de la courbe de Phillips des prix (2) et, particulièrement la composition du vecteur Z , de même que la formation théorique de la détermination du taux de chômage naturel (4), la spécification de la

fonction de demande excédentaire (1) étant tirée intégralement de P. Fortin-Phaneuf (1979, 4-11).

3. La fonction de demande excédentaire

L'un des aspects fondamentaux de l'évaluation de la sensibilité des salaires au chômage consiste en la normalisation du taux de chômage de manière à garantir un degré stable de tension intertemporelle de la demande excédentaire sur le marché du travail. Des efforts ont été réalisés en ce sens⁶ et spécialement le UGAP de Wachter (*op. cit.*) dont la structure théorique servira d'inspiration pour la spécification de la fonction de demande excédentaire ψ ⁷. Le UGAP de Wachter se définit comme

$$V_t = u_t^N / u_t \quad (6)$$

où

$$u_t^N = \sum_{i=1}^4 a_{it} u_{it}^N \quad (7)$$

est le taux de chômage normalisé dénotant une pression intertemporelle stable sur le marché du travail et calculé comme une combinaison convexe des taux de chômage normalisés de divers sous-groupes âge-sexe. Les a_i , de a_1 à a_4 , représentent les pondérations observées de quatre groupes démographiques dans la population active : hommes de 25 ans et plus, femmes de 25 ans et plus, hommes de 15 à 24 ans et femmes de 15 à 24 ans. Les divers taux de chômage normalisés sont définis d'abord en maintenant l'hypothèse de base d'une relation biunivoque entre le taux de chômage observé u_{1t} , du groupe de référence 1 (hommes 25+) et le degré de tension de la demande excédentaire par rapport aux salaires, sur le segment correspondant du marché du travail. Bien que dans les faits, cette relation se soit modifiée quelque peu dans le temps, il y a néanmoins évidence d'une absence de hausse tendancielle de long terme du taux de chômage des hommes de 25 ans et plus alors que le contraire peut se vérifier pour les trois autres groupes. Etant donnée cette hypothèse de stabilité, on pose que le taux de chômage normalisé de ce groupe est égal à une constante dont la valeur spécifique est cependant arbitraire mais reflète un niveau constant de tension de la demande excédentaire au cours de la période échantillonnale :

$$u_{1t}^N = u_1^N = \text{constante} \quad (8)$$

Ensuite, on suppose que les changements dans les taux de chômage des trois autres catégories reflètent les variations de tension de la demande

6. Principalement Perry (1970).

7. Bien que sa mesure théorique permette l'incorporation d'influences de politiques, Wachter s'est limité en pratique aux changements démographiques dans la construction du UGAP.

excédentaire et les changements structurels induits par les variables démographiques et instrumentales (représentées par y) :

$$u_{it} = \varphi_i(u_{1t}, y_t), \quad i = 2, 3, 4 \quad (9)$$

Une fois définies les diverses équations de chômage, les taux de chômage normalisés u_{it}^N , $i = 2, 3, 4$, associés à un niveau constant de tension sur le marché du travail s'obtiennent en posant que u_{1t} prend la valeur normalisée u_1^N (pour tout t) dans (9) :

$$u_{it}^N = \varphi_i(u_1^N, y_t) \quad (10)$$

Après substitution de (8) et (9) dans (7), et de ce résultat dans (6), V_t peut s'écrire :

$$V_t = \frac{a_{1t} u_1^N + \sum_{i=2}^4 a_{it} \varphi_i(u_1^N, y_t)}{u_t} \quad (11)$$

de sorte que V_t , en référence à (1), est une fonction de u_t et d'un vecteur x_t dont les constituantes sont y_t et les a_{it} .

Enfin le vecteur y_t est représenté par :

$$y_t = (AC_t, SM_t, SG_t, YA_t, t) \quad (12)$$

dont les composantes sont :

AC = vecteur de caractéristiques du programme d'assurance-chômage

SM = rapport salaire minimum au salaire horaire moyen

SG = rapport taux de salaire moyen du secteur public au taux de salaire moyen du secteur privé non agricole

YA = rapport de la population âgée de 15 à 24 ans à la population totale

t = variable tendancielle.

Quoique chacune de ces variables puisse affecter le chômage par moults canaux d'effets de transmission dont certains s'opposent parfois, l'effet net prévu d'une libéralisation du programme d'assurance-chômage (réforme de 1971 par exemple), d'une hausse du salaire minimum relatif, d'une augmentation du salaire public relatif et d'un déplacement démographique substantiel en faveur des jeunes en âge de travailler dans la population totale, est de contribuer à une hausse du chômage normalisé et observé pour divers motifs théoriques et empiriques⁸.

4. L'équation des salaires

La structure du modèle théorique de base s'inspire de R.J. Gordon (1976, *op. cit.*). La sectorialisation du modèle est fondée suivant une

8. Pour un traitement plus complet de l'effet de ces variables sur le chômage, voir P. Fortin-Phaneuf (*op. cit.*, 6-11).

nomenclature de l'économie à quatre secteurs : privé non agricole domestique, agricole domestique, public domestique et étranger. L'objectif de cette section est de dériver une équation de forme quasi réduite du taux de changement de l'indice du taux salarial brut privé non agricole domestique (salaire moyen) sur la base de l'ajustement de la demande excédentaire de travail selon une hypothèse standard de déséquilibre. Les fonctions agrégées de demande et d'offre de travail seront spécifiées de manière à permettre l'incorporation théorique, sujette à l'expérimentation statistique, des effets qu'ont pu exercer diverses influences originant du secteur public sur le taux d'inflation salariale du secteur privé non agricole domestique et de là, sur le taux de changement de l'indice du prix des ventes finales de la production privée non agricole domestique.

A cette fin la fonction de demande de travail agrégée peut se concevoir comme la somme de deux composantes : d'une part, une constituante endogène représentée par la fonction de demande agrégée privée non agricole domestique N_p^d et, d'autre part, une constituante exogène, la demande de travail originant du secteur public N_p^d et représentée par l'emploi public N_g :

$$N^d = N_p^d + N_g \quad (13)$$

La fonction N_p^d est le résultat :

(1) de l'agrégation des fonctions de demande dérivées de deux facteurs de production d'une entreprise type du secteur privé non agricole domestique : le facteur travail non spécialisé rémunéré au taux de salaire minimum W_m et le facteur travail spécialisé comprenant les travailleurs rémunérés à un taux salarial brut W_{ps} supérieur au taux de salaire minimum. Ces deux fonctions de demande dérivées proviennent d'abord de la résolution microéconomique pour l'entreprise considérée d'un problème de minimisation d'une fonction de coût sous contrainte d'une fonction de production donnée. La fonction de production est du type Cobb-Douglas incorporant un progrès technique neutre à la Hicks dont les facteurs, autres que le progrès technique, prenant part au processus de production sont les facteurs travail spécialisés et non spécialisés, les services du capital, les matières premières importées et agricoles domestiques. Les prix respectifs de ces facteurs sont, outre le taux salarial brut W_{ps} et le taux de salaire minimum W_m , le coût anticipé d'utilisation des services du capital C^* , le prix anticipé des matières importées P_{nfi}^* et le prix anticipé des matières premières agricoles domestiques P_{nfa}^* . Il s'agit ensuite de sélectionner une échelle de production maximisant le profit de l'entreprise en question en tenant compte du degré de contrôle exercé sur son prix de vente ;

(2) de l'agrégation au niveau de l'ensemble de l'industrie et

(3) de l'introduction d'autres variables pouvant affecter la demande de travail du secteur privé non agricole domestique⁹.

La caractéristique principale de la fonction N_p^d ainsi obtenue est qu'elle est homogène de degré 0 dans les prix de la production et des facteurs de production.

L'exogénéité de la demande de travail originant du secteur public découle de l'ambivalence de la règle de comportement d'une « entreprise » publique type qui s'apparenterait davantage à une logique de fonctionnement basée sur la maximisation du budget¹⁰ plutôt qu'aux règles d'efficacité implicites dans la description de la procédure menant à la fonction N_p^d .

Soit :

$$N^d = N_p^d \left[\frac{T_i^* W_{ps}}{P^* \hat{A}}, \frac{T_i^* W_m}{P^* \hat{A}}, \frac{T_i^* C^*}{P^* \hat{A}}, \frac{T_i^* P_{nfi}^*}{P^* \hat{A}}, \frac{T_i^* P_{nfa}^*}{P^* \hat{A}}, AC, V, \frac{Y_p^*}{Y_p} \right] \\ + N_g, N_{p1}^d, N_{p2}^d < 0, N_{p3}^d, N_{p4}^d, N_{p5}^d > 0, N_{p6}^d, N_{p7}^d < 0, N_{p8}^d > 0 \quad (14)$$

et

$$N^o = N^o \left[\frac{W_{ps}}{T_p^* P_c^* \hat{A}}, \frac{W_m}{T_p^* P_c^* \hat{A}}, \frac{W_g}{T_p^* P_c^* \hat{A}}, AC, V, t \right], \\ N_1^{o'} > 0, N_2^{o'}, N_3^{o'}, N_4^{o'} \geq 0, N_5^{o'}, N_6^{o'} > 0 \quad (15)$$

les fonctions agrégées de demande et d'offre de travail où

W_{ps} = taux de salaire brut spécialisé du secteur privé non agricole domestique

W_m = taux de salaire minimum

W_g = taux de salaire du secteur public domestique

C^* = niveau anticipé du coût d'utilisation des services du capital

P_{nfi}^* = niveau anticipé de l'indice du prix des produits non finis (matières brutes) importés

P_{nfa}^* = niveau anticipé de l'indice du prix des produits non finis agricoles domestiques

P^* = niveau anticipé de l'indice du prix de ventes final de la production privée non agricole domestique

P_c^* = niveau anticipé de l'indice des prix à la consommation

$T_i^* = (1 - \tau_i^*)^{-1}$ avec τ_i^* = taux anticipé de la taxation indirecte

$T_p^* = (1 - \tau_p^*)^{-1}$ avec τ_p^* = taux anticipé de la taxation directe personnelle

\hat{A} = indice de progrès technique neutre

9. Le détail formel de cette procédure fera l'objet d'une section de ma thèse.

10. Voir Migué-Bélanger (1974) et Niskanen (1975).

- Y_p^* = niveau des ventes ou de la production anticipée(s) du secteur privé non agricole domestique
 Y_p = niveau des ventes ou de la production réalisée(s) du secteur privé non agricole domestique
 t = une variable tendancielle

La spécification de la fonction d'offre de travail (15) est le résultat d'une procédure ad hoc s'inscrivant toutefois dans la démarche adoptée par Gordon (1976, *op. cit.*) et s'inspirant des ouvrages de B. Fortin (1978), P. Fortin (1976 et 1978), Hall (1975), Mincer (1976) et P. Fortin-Phaneuf (*op. cit.*). Tout comme la fonction agrégée de demande de travail, la fonction agrégée d'offre de travail est homogène de degré 0 dans les prix.

L'évaluation théorique de la direction des effets des diverses variables sur la demande et l'offre de travail ne peut faire l'objet d'une certitude. Au mieux peut-on présumer du signe de leurs effets et ce, en posant certaines hypothèses théoriques additionnelles ou en faisant appel à des considérations empiriques ou intuitives.

Sous l'hypothèse que les divers facteurs de production sont des substitués bruts (*gross substitutes*), les variables $T_i^*W_{ps}/P^*\hat{A}$ et $T_i^*W_m/P^*\hat{A}$ devraient exercer un effet négatif sur la demande de travail alors que le signe des effets de $T_i^*C^*/P^*\hat{A}$, $T_i^*P_{ni}^*/P^*\hat{A}$ et $T_i^*P_{na}^*/P^*\hat{A}$ devrait être positif.

Une libéralisation (générosité intensifiée) du programme d'assurance-chômage devrait réduire la demande de travail par le biais d'une réduction du coût des mises à pied temporaires des entreprises (Feldstein, 1975 ; 1976 ; 1978). Dans les périodes de relâchement de la demande, les entreprises sont peu enclines à garder sur leurs listes de paye des travailleurs dont elles n'ont pas besoin alors que le gouvernement est disposé à subventionner ces travailleurs pour demeurer à la maison. D'autre part, durant les périodes de haute conjoncture les entreprises peuvent être incitées, en présence d'une réduction temporaire des ventes, à procéder à des mises à pied temporaires de travailleurs plutôt que de réduire le nombre d'heures de travail par employé ou permettre une accumulation des stocks d'inventaires.

La variable V de tension conjoncturelle de la demande excédentaire sur le marché du travail devrait avoir un effet à la baisse sur la demande de travail parce qu'elle affectera positivement le taux de démissions de même qu'elle accentuera la difficulté et le coût de combler des postes vacants.

La variable Y_p^*/Y_p a été incorporée pour tenir compte de la réalité fondamentale que les entreprises n'opèrent pas continuellement, contrairement à ce que suppose la fonction standard de demande de travail

néo-classique, le long de leurs courbes de productivité marginale du facteur travail. De plus, les entreprises peuvent, à court terme, faire face à des coûts de recrutement et de formation non négligeables associés à toute décision de modifier l'emploi. En s'appuyant sur ces considérations et sur le fait qu'elles ne vendent pas nécessairement toute la production au prix donné du marché dans le court terme, les entreprises ont tout avantage, pour ce qui est de la détermination de leurs décisions d'embauche, à prospecter l'évolution future de la demande de leurs biens. Une hausse du rapport Y_p^*/Y_p devrait donc contribuer à une hausse de la demande de travail (Barro-Grossman, 1971).

L'effet sur l'offre de travail de $W_{ps}/T_p^*P_c^*\hat{A}$ dépend de l'habituel arbitrage entre effet de substitution et effet de revenu. Si l'effet de substitution en faveur du travail, le coût alternatif du loisir ayant augmenté, l'emporte sur l'effet revenu en faveur du loisir alors l'effet net sur l'offre de travail devrait être positif.

Le signe des effets de $W_m/T_p^*P_c^*\hat{A}$ et $W_g/T_p^*P_c^*\hat{A}$ sur l'offre de travail est théoriquement incertain du fait de l'opposition possible des effets propres de ces variables et de leurs effets d'émulation salariale.

Une libéralisation du programme d'assurance-chômage exerce un effet incertain sur l'offre de travail en raison de ses effets contraires selon que l'on considère la main-d'œuvre fortement ou faiblement attachée au marché du travail.

La variable V aura pour effet d'accroître l'offre de travail si l'effet d'encouragement au travail est suffisamment fort et si la hausse de V est indicatrice d'un meilleur revenu possible (combinaison salaire moyen-bénéfices d'assurance-chômage).

L'incorporation de la variable tendancielle dans la fonction d'offre de travail reflète divers phénomènes comme par exemple la croissance de la population et l'évolution des préférences des femmes en faveur du travail hors foyer.

La demande excédentaire de travail D peut s'écrire comme un rapport :

$$D = N^d/N^0 \quad (16)$$

Le taux de croissance de D est alors déterminé par :

$$\dot{D} = \lambda_1 \dot{N}_d + \lambda_2 \dot{N}_g - \dot{N}^0, \quad \lambda_1 + \lambda_2 = 1 \quad (17)$$

où l'opérateur $\dot{\cdot}$ dénote des taux de croissance variables, $\lambda_1 = \dot{N}_d/N^d$ et $\lambda_2 = \dot{N}_g/N^d$.

Il faut procéder à la transformation des fonctions de demande de travail agrégée du secteur privé non agricole domestique et d'offre de travail agrégée en des relations entre taux proportionnels de croissance :

$$\begin{aligned} \dot{N}_p^d = & -\alpha_1 \dot{W}_{ps} + (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 - \alpha_4 - \alpha_5) (\dot{A} + \dot{P}^* - \dot{T}_i^*) - \alpha_2 \dot{W}_m \\ & + \alpha_3 \dot{C}^* + \alpha_4 \dot{P}_{nfi}^* + \alpha_5 \dot{P}_{nfa}^* - \alpha_6 \dot{A}C - \alpha_7 \dot{V} + \alpha_8 (\dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p) \end{aligned} \quad (18)$$

où les α_i , de α_1 à α_8 , sont tous positifs et représentent les élasticités de la demande de travail privée non agricole domestique par rapport aux variables telles qu'elles apparaissent, par ordre, dans la fonction N_p^d .

D'autre part,

$$\begin{aligned} \dot{N}^o = & \beta_0 + \beta_1 \dot{W}_{ps} - (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) (\dot{A} + \dot{P}_c^* + \dot{T}_p^*) + \beta_2 \dot{W}_m + \beta_3 \dot{W}_g \\ & - \beta_4 \dot{A}C + \beta_5 \dot{V} \end{aligned} \quad (19)$$

où β_0 est une constante positive, $\beta_1, \beta_5 > 0$, $\beta_2, \beta_3, \beta_4 \geq 0$ et où les β_i de β_1 à β_5 sont les élasticités de l'offre de travail agrégée par rapport aux variables, par ordre d'apparition, de la fonction N^o .

La variable W_{ps} n'étant pas observable, il faut introduire le taux de salaire moyen du secteur privé non agricole domestique W . Posons que \dot{W} est égal à une somme pondérée de \dot{W}_{ps} et de \dot{W}_m :

$$\dot{W} = \eta_1 \dot{W}_{ps} + \eta_2 \dot{W}_m, \quad \eta_1 + \eta_2 = 1 \quad (20)$$

et isolons \dot{W}_{ps} :

$$\dot{W}_{ps} = \frac{\dot{W}}{\eta_1} - \frac{\eta_2}{\eta_1} \dot{W}_m \quad (21)$$

L'hypothèse d'ajustement de déséquilibre utilisée sera :

$$\dot{D} = \theta_0 - \theta_1 V \quad (22)$$

où V est la fonction de demande excédentaire ψ développée dans la section précédente et $\theta_0, \theta_1 =$ des constantes positives. Après substitutions de (21) dans (18) et (19), de ces résultats dans (17) et de \dot{D} , ainsi obtenu, dans (22), on obtient en isolant \dot{W} , l'équation des salaires du secteur privé non agricole domestique. Par souci de simplicité, nous présenterons ici une version abrégée de l'équation structurelle de forme quasi réduite des salaires. Soit :

$$\begin{aligned} \dot{W} = & a_0 + a_1 (\dot{P}^* - \dot{T}_i^*) + a_2 (\dot{P}_c^* + \dot{T}_p^*) + a_3 \dot{C}^* + a_4 \dot{P}_{nfi}^* + a_5 \dot{P}_{nfa}^* \\ & + a_6 \dot{W}_m + a_7 \dot{W}_g + a_8 \dot{A}C + a_9 \dot{A} + a_{10} \dot{N}_g + a_{11} (\dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p) - a_{12} \dot{V} + a_{13} V \end{aligned} \quad (23)$$

l'équation des salaires du secteur privé non agricole domestique où $a_1, a_2, a_3, a_4, a_5, a_6, a_7, a_8, a_{10}, a_{11}, a_{12}$ et a_{13} sont des coefficients positifs alors que a_0, a_9 et a_8 sont des coefficients ≥ 0 .

Les propriétés d'homogénéité des fonctions de demande et d'offre de travail (14) et (15), assurent que $a_1 + a_2 + a_3 + a_4 + a_5 + a_6 + a_7 = 1$.

Définissons, d'autre part :

$$E_m \equiv W_m / \bar{W} \quad (24)$$

et

$$E_g \equiv W_g / \bar{W} \quad (25)$$

Il s'ensuit que :

$$\dot{W}_m \equiv \dot{E}_m + \dot{\bar{W}} \quad (26)$$

et que :

$$\dot{W}_g \equiv \dot{E}_g + \dot{\bar{W}} \quad (27)$$

La substitution de (26) et (27) dans l'équation structurelle originale de forme quasi réduite des salaires permet de récrire l'équation (23) comme :

$$\begin{aligned} \dot{\bar{W}} = & a'_0 + a'_1(\dot{P}^* - \dot{T}^*) + a'_2(\dot{P}_c^* + \dot{T}_p^*) + a'_3\dot{C}^* + a'_4\dot{P}_{nfi}^* + a'_5\dot{P}_{nfa}^* \\ & + a'_6\dot{E}_m + a'_7\dot{E}_g + a'_8\dot{A}C + a'_9\dot{A} + a'_{10}\dot{N}_g + a'_{11}(\dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p) - a'_{12}\dot{V} + a'_{13}V \end{aligned} \quad (28)$$

Les propriétés d'homogénéité des fonctions de demande et d'offre de travail garantissent maintenant que $a'_1 + a'_2 + a'_3 + a'_4 + a'_5 = 1$, soit que le coefficient de l'inflation anticipée (somme des coefficients de \dot{P}^* , \dot{P}_c^* , \dot{C}^* , \dot{P}_{nfi}^* , \dot{P}_{nfa}^*) dans l'équation des salaires est égal à l'unité : (voir annexe, équation 28').

$$c_{\bar{W}}^* = a'_1 + a'_2 + a'_3 + a'_4 + a'_5 = 1 \quad (29)$$

Il faut remarquer que (28) (ou 28') ne constitue pas la seule spécification possible de l'équation des salaires permettant l'obtention de ce résultat théorique fondamental. Comme nous venons de le voir, tout réarrangement de l'équation des salaires préservant les propriétés d'homogénéité des fonctions de demande et d'offre de travail par rapport aux prix de la production et des facteurs de production engendra le même résultat. Qu'il soit clair cependant que ce résultat ne trouvera confirmation empirique que si l'hypothèse d'homogénéité s'avère juste et plus encore, que l'équation des salaires dans son ensemble est adéquatement spécifiée.

5. L'équation des prix

La spécification de l'équation des prix repose sur l'hypothèse que le niveau du prix de vente final de la production privée non agricole domestique (P) net des taxes indirectes est déterminé selon une marge ajoutée aux coûts unitaires en main-d'œuvre en l'occurrence W_{ps} et W_m , au coût d'utilisation des services du capital C^* et aux prix des matières

premières achetées hors du secteur et de l'économie considérés, c'est-à-dire P_{nfi}^* et P_{nfa}^* . Il s'agit d'une équation dont les fondements micro-économiques semblent relativement robustes en présence des diverses structures de marché (Nordhaus, 1972, 28-29) et qui fut estimée par Gordon pour les Etats-Unis¹¹.

Soit :

$$P = T_i^* M \hat{A}^{-1} W_{ps}^{a_s} W_m^{a_m} C^{*a_k} P_{nfi}^{*a_i} P_{nfa}^{*a_a} \quad (30)^{12}$$

où :

P = niveau observé de l'indice du prix de vente final de la production privée non agricole domestique

M = terme d'échelle représentant la fraction de marge ajoutée (*markup fraction*)

a_s, a_m, a_k, a_i, a_a = part du facteur travail spécialisé, du facteur travail non spécialisé, des services du capital, des matières premières importées, des matières premières agricoles domestiques, respectivement, dans les ventes totales du secteur privé non agricole domestique

les autres variables ayant été définies antérieurement.

La maximisation des profits implique que la somme des exposants des prix des facteurs de production domestiques et étrangers dans l'équation des prix est égale à l'unité i.e.

$$a_s + a_m + a_k + a_i + a_a = 1 \quad (31)$$

La transformation de (30) en une relation en taux de croissance donne :

$$\dot{P} = \dot{T}_i^* + \dot{M} - \dot{A} + a_s \dot{W}_{ps} + a_m \dot{W}_m + a_k \dot{C}^* + a_i \dot{P}_{nfi}^* + a_a \dot{P}_{nfa}^* \quad (32)$$

Après substitution de (21) et (26) dans (32), l'équation des prix peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \dot{P} = \dot{T}_i^* + \dot{M} - \dot{A} + (a_s + a_m) \dot{W} - \left(\frac{\eta_2 a_s - \eta_1 a_m}{\eta_1} \right) \dot{E}_m \\ + a_k \dot{C}^* + a_i \dot{P}_{nfi}^* + a_a \dot{P}_{nfa}^* \end{aligned} \quad (33)$$

La conversion de l'équation des prix (32) en une équation convenable pour l'estimation des changements de court terme des prix requiert quelques ajustements.

11. Voir Gordon (1975 ; 1977a).

12. La forme particulière (30) suppose une fonction de production agrégée du type Cobb-Douglas avec rendements à l'échelle constants.

D'abord supposons que le niveau du terme d'échelle (fraction de marge ajoutée) M dépend d'un indice de demande excédentaire de biens X de sorte que

$$M = X^\xi \quad (34)$$

et

$$\dot{M} = \xi \dot{X} \quad (35)$$

D'autre part, les entreprises peuvent, à court terme, évaluer le taux de croissance de la productivité standard comme une moyenne pondérée des taux de croissance de la productivité actuelle et de la productivité tendancielle :

$$\hat{A} = A^{\sigma_1} \tilde{A}^{\sigma_2}, \quad \sigma_1 + \sigma_2 = 1 \quad (36)$$

où :

A = niveau de la productivité actuelle

\tilde{A} = productivité tendancielle

et

$$\dot{\hat{A}} = \dot{A} + \sigma_1 (\dot{A} - \dot{\tilde{A}}) \quad (37)$$

L'équation des prix, après substitution de (35) et (37) dans (33) est maintenant

$$\begin{aligned} \dot{P} = & -b_0 + \dot{T}_i^* + \xi \dot{X} - \sigma_1 (\dot{A} - \dot{\tilde{A}}) + (a_s + a_m) \dot{W} - \left(\frac{\eta_2 a_s - \eta_1 a_m}{\eta_1} \right) \dot{E}_m \\ & + a_k \dot{C}^* + a_t \dot{P}_{nfi}^* + a_a \dot{P}_{nfa}^* \end{aligned} \quad (39)$$

6. L'équation de la courbe de Phillips des prix

L'équation de la courbe de Phillips des prix découle de la substitution de l'équation des salaires (28) dans l'équation des prix (39) après avoir préalablement remplacé \hat{A} dans (28) par sa valeur en (37)

$$\begin{aligned} \dot{P} = & -b'_0 + (a_s + a_m) [a'_1 \dot{P}^* + a'_2 \dot{P}_c^*] + [(a_s + a_m) a'_3 + a_k] \dot{C}^* \\ & + [(a_s + a_m) a'_4 + a_i] \dot{P}_{nfi}^* + [(a_s + a_m) a'_5 + a_a] \dot{P}_{nfa}^* + [(1 - (a_s + a_m) a'_1] \\ & \dot{T}_i^* + [(a_s + a_m) a'_6 + \left(\frac{\eta_2 a_s - \eta_1 a_m}{\eta_1} \right)] \dot{E}_m + \sigma_1 [(a_s + a_m) a'_7 - 1] \\ & (\dot{A} - \dot{\tilde{A}}) + \xi \dot{X} + (a_s + a_m) [a'_8 \dot{E}_g + a'_9 \dot{A} \dot{C} + a'_{10} \dot{N}_g + a'_{11} (\dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p) \\ & - a'_{12} \dot{V} + a'_{13} \dot{V}] \end{aligned} \quad (40)$$

Le changement anticipé des coûts d'utilisation des services du capital peut se concevoir comme une somme du changement anticipé de l'indice

de prix du capital (construction et équipement) (\dot{P}_k^*), du changement anticipé du taux de rendement réel brut du capital (\dot{R}_k^*) et, par souci de simplicité, du changement anticipé du taux de taxation sur les profits des corporations¹³ (\dot{T}_c^* où $T_c^* = (1 - \tau_c^*)^{-1}$ où $\tau_c^* =$ taux anticipé de taxation sur les profits des corporations) :

$$\dot{C}^* = \dot{P}_k^* + \dot{R}_k^* + \dot{T}_c^* \quad (41)$$

D'autre part, \dot{P}_k^* peut être représenté par une somme pondérée de \dot{P}^* et du taux anticipé de changement de l'indice de prix de l'équipement non agricole importé \dot{P}_e^* :

$$\dot{P}_k^* = k_1 \dot{P}^* + k_2 \dot{P}_e^*, \quad k_1 + k_2 = 1 \quad (42)$$

Le taux anticipé de changement de l'indice des prix à la consommation peut être décomposé en une somme pondérée de \dot{P}^* , du taux anticipé de changement des prix des produits finis agricoles domestiques \dot{P}_{fa}^* et du taux de changement du prix des biens de consommation importés \dot{P}_x^* .

$$\dot{P}_c^* = c_1 \dot{P}^* + c_2 \dot{P}_{fa}^* + c_3 \dot{P}_x^*, \quad c_1 + c_2 + c_3 = 1 \quad (43)$$

Enfin définissons

$$E_{fa} \equiv P_{fa}^*/P^* \quad (44)$$

et

$$E_{fna} \equiv P_{fna}^*/P^* \quad (45)$$

Il s'ensuit que

$$\dot{P}_{fa}^* \equiv \dot{E}_{fa} + \dot{P}^* \quad (46)$$

et

$$\dot{P}_{nfa}^* \equiv \dot{E}_{nfa} + \dot{P}^* \quad (47)$$

Les substitutions de (47) dans (40), et des résultats de (46) dans (43) et de (42) dans (41) dans (40) procurent la version finale de l'équation de la courbe de Phillips des prix de court terme :

$$\begin{aligned} \dot{P} = & -b'_0 + [(a_s + a_m) (a'_1 + a'_2 c_1 + a'_2 c_2 + a'_3 k_1 + a'_3) + a_k k_1 + a_a] \dot{P}^* \\ & + [(a_s + a_m) a'_4 + a_1] \dot{P}_{nfi}^* + (a_s + a_m) a'_2 c_3 \dot{P}_x^* + [(a_s + a_m) a'_3 + a_k] k_2 \dot{P}_e^* \\ & + (a_s + a_m) a'_2 c_2 \dot{E}_{fa} + [(a_s + a_m) a'_3 + a_k] (\dot{R}_k^* + \dot{T}_c^*) + [(a_s + a_m) a'_5 \\ & + a_a] \dot{E}_{nfa} + [1 - (a_s + a_m) a'_1] \dot{T}_i^* + [(a_s + a_m) a'_6 + \left(\frac{\eta_2 a_s - \eta_1 a_m}{\eta_1} \right)] \dot{E}_m \\ & + \sigma_1 [(a_s + a_m) a'_9 - 1] (\dot{A} - \dot{\bar{A}}) + \xi \dot{X} + (a_s + a_m) [a'_2 \dot{T}_p^* + a'_7 \dot{E}_g + a'_8 \\ & \quad \dot{A} \dot{C} + a'_{10} \dot{N}_g + a'_{11} (\dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p) - a_{12} \dot{V} + a_{13} \dot{V}] \end{aligned} \quad (48)$$

13. Pour un traitement plus complet, voir Gordon (1975, 618 note 12).

L'équation (48) permet de faire ressortir les conditions requises pour l'obtention d'une valeur unitaire du coefficient de l'inflation anticipée dans l'équation de la courbe de Phillips des prix. Le coefficient de l'inflation anticipée dans l'équation (48) est égal à la somme des coefficients de \dot{P}^* , \dot{P}_{nfi}^* , \dot{P}_x^* , \dot{P}_e^* :

$$c_p^* = (a_s + a_m) (a'_1 + a'_2 + a'_3 + a'_4 + a'_5) + a_k + a_l + a_a \quad (49)$$

où c_p^* prendra une valeur unitaire si

- (1) le coefficient de l'inflation anticipée dans l'équation des salaires est égal à l'unité i.e.

$$\text{si } a'_1 + a'_2 + a'_3 + a'_4 + a'_5 = 1$$

et

- (2) la somme des exposants (ou coefficients) des prix des facteurs de production dans l'équation des prix est égale à l'unité i.e.

$$\text{si } a_s + a_m + a_k + a_l + a_a = 1$$

Il s'avère, comme il a été démontré antérieurement, que les hypothèses théoriques d'homogénéité des fonctions de demande et d'offre de travail et de la maximisation des profits garantissent, sur le plan théorique, la réalisation de ces deux conditions (cf. (29) et (31)).

L'équation (48) peut prendre la forme générale de l'équation (2) :

$$\dot{P} = -\delta_0 + \delta_1 \dot{P}^* + \delta_{21} \dot{P}_{nfi}^* + \delta_{22} \dot{P}_x^* + \delta_{23} \dot{P}_e^* + \delta_3 V + \delta_4 Z \quad (50)$$

où $Z = (\dot{W}_m - \dot{W}, \dot{W}_g - \dot{W}, \dot{P}_{ja}^* - \dot{P}^*, \dot{P}_{nfa}^* - \dot{P}^*, \dot{T}_p^*, \dot{T}_t^*, \dot{R}_k^*, \dot{T}_c^*, \dot{A} - \dot{A}, \dot{X}, \dot{AC}, \dot{N}_g, \dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p, \dot{V}, F)$ et δ_0 est coefficient vraisemblablement positif, $\delta_1, \delta_{21}, \delta_{23}$ et δ_3 sont des coefficients positifs, δ_4 un vecteur-colonne de coefficients et F une variable auxiliaire introduite dans Z pour tenir compte de l'effet des contrôles de prix et salaires en vigueur au Canada en 1976 et 1977. Quoique les hypothèses théoriques sous-jacentes au modèle nous assurent sur le plan théorique $\delta_1 + \delta_{21} + \delta_{22} + \delta_{23} = 1$, ces hypothèses devront faire l'objet d'une validation empirique via l'estimation d'une équation de forme quasi réduite non contrainte de la courbe de Phillips des prix.

Enfin, en ce qui concerne les composantes de Z , pour des motifs théoriques ou intuitifs les effets sur \dot{P} de \dot{T}_t^* , \dot{T}_p^* , $\dot{R}_k^* + \dot{T}_c^*$, $\dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p$, \dot{N}_g , $\dot{P}_{ja}^* - \dot{P}^*$, $\dot{W}_m - \dot{W}$, $\dot{W}_g - \dot{W}$, \dot{X} , \dot{AC} devraient être non négatifs, alors que les effets $(\dot{A} - \dot{A})$, V et F devraient être non positifs.

L'équation (50) peut être considérée comme une courbe de Phillips de court terme établissant une relation entre \dot{P} et V pour un niveau donné des autres variables. La pente de la courbe de Phillips est dans ce cas égale à :

$$\frac{d\dot{P}}{dV} = \delta_3 \quad (51)$$

Pour ce qui est du cas d'une courbe de Phillips de court terme mettant en relation \dot{P} et le taux de chômage observé u , V étant égal à u_N/u , la pente de la courbe de Phillips serait alors déterminée par :

$$\frac{d\dot{P}}{du} = \frac{d\dot{P}}{dV} \cdot \frac{dV}{du} = \frac{-\delta_3 u^N}{u^2} < 0 \quad (52)$$

établissant, dans ce cas, non seulement une courbe de Phillips à pente négative, mais dont la pente peut varier dans le temps.

D'autre part la dérivée seconde, $d^2\dot{P}/du^2$ met en évidence le caractère asymétrique de la relation entre \dot{P} et u puisque :

$$\frac{d^2\dot{P}}{du^2} = \frac{2\delta_3 u^N}{u^3} > 0 \quad (53)$$

7. La détermination du taux de chômage naturel

Sous l'hypothèse de long terme $\dot{P} = \dot{P}^* = \dot{P}_{nfi}^* = \dot{P}_x^* = \dot{P}_e^*$, la courbe de Phillips de long terme prend une forme verticale puisque $c_p^* = 1$ sous les hypothèses d'homogénéité des fonctions de demande et d'offre de travail et de maximisation des profits et le taux de chômage naturel u^n provient de la résolution pour u^n de

$$-\delta_0 + \delta_3 V^n + \delta_4 Z^n = 0 \quad (54)$$

où V^n est le taux naturel de demande excédentaire et Z^n le niveau de long terme de Z obtenu par le biais de moyennes historiques ou d'hypothèses. Particulièrement, à long terme, $\dot{A} - \dot{A} = \dot{X} = \dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p = \dot{V} = F = 0$.

La résolution de (54) pour u^n procure le résultat

$$u^n = \frac{-\delta_3 u^N}{-\delta_0 + \delta_4 Z^n}, \delta_0 > \delta_4 Z^n \text{ pour tout } Z^n \quad (55)$$

L'équation (55) suggère que le taux de chômage naturel et donc la position de la courbe de Phillips verticale varie avec tout changement de u^N et/ou Z^n . Pour Z^n donné, une hausse de u^N due à tout effet positif d'un changement d'un facteur variable affectant u^N aura pour conséquence d'augmenter le taux de chômage naturel et de déplacer la courbe de Phillips verticalement vers la droite. Pour u^N donné, une hausse de Z^n due à tout effet positif d'un changement d'une de ses composantes aura le même effet (qualitativement) sur le taux du chômage naturel et la position de la courbe de Phillips verticale.

8. Conclusion

Dans un premier temps nous avons tenté, sur la base d'un modèle structurel de référence du secteur de l'offre macroéconomique, de dériver une équation de forme quasi réduite de court terme de la courbe de Phillips des prix. Un examen de l'équation (50) révèle que sur le plan théorique, le taux d'inflation domestique est non seulement déterminé par des variables exogènes incontrôlables mais aussi par diverses influences discrétionnaires notamment le salaire minimum relatif ($\dot{W}-\dot{\bar{W}}$), le salaire public relatif (W_g-W_m), divers taux de taxation (\dot{T}_i^* , \dot{T}_e^* , \dot{T}_p^*) l'emploi public (N_g), et les caractéristiques du programme d'assurance-chômage (\dot{AC}). Il ressort que plusieurs facteurs peuvent contribuer au déplacement de la relation d'arbitrage de court terme. Les autorités peuvent, par l'intermédiaire de certaines de leurs variables instrumentales, déplacer temporairement la relation d'arbitrage de court terme. Puis, dépendant de la taille de l'effet multiplicateur de ces variables instrumentales sur le revenu, agissant en sens inverse sur l'inflation via, \dot{X} , $\dot{Y}_p^*-\dot{Y}_p$, V et \bar{V} , l'effet total de ces changements de politique économique peut être inflationniste ou déflationniste. La leçon importante que l'on peut tirer de ces considérations, comme le faisait remarquer Gordon (1976, *op. cit.*, 132) est que les autorités peuvent tirer avantage de la différenciation des impacts inflationnistes (ou déflationnistes) totaux de mesures fiscales et monétaires alternatives.

Deuxièmement, après avoir démontré qu'en présence des hypothèses d'homogénéité des fonctions de demande et d'offre de travail et de la maximisation des profits la courbe de Phillips est verticale à long terme, nous avons procédé à la formulation théorique de la détermination du taux de chômage naturel. Nous avons montré que le taux de chômage naturel est principalement déterminé par le taux de chômage normalisé et le niveau de long terme du vecteur Z^n . D'une part, le taux de chômage naturel peut changer en fonction des facteurs faisant varier le taux de chômage normalisé à savoir les pondérations des divers groupes démographiques dans la population active et l'effet sur les taux de chômage normalisé des groupes démographiques autres que le groupe de référence des changements structurels induits par les variables démographiques et instrumentales. D'autre part, tout changement de Z^n , basé sur des moyennes historiques ou des hypothèses peut aussi modifier le taux de chômage naturel. Si, diverses influences ont contribué au déplacement vers la droite de la courbe de Phillips verticale dans le temps, le modèle théorique suggère qu'il est théoriquement possible de provoquer (dans une certaine mesure) un déplacement de la verticale en sens inverse.

Le modèle de comportement développé dans ce papier constitue un exemple de modèle structurel de référence du secteur de l'offre macro-économique pouvant permettre la dérivation d'une équation de forme quasi réduite de la courbe de Phillips des prix. Il en existe sûrement d'autres. Toutefois, nous avons tenté de montrer que toute exploration empirique de la courbe de Phillips doit s'appuyer, au préalable, sur des fondements théoriques intégrés afin de minimiser les risques d'erreurs de spécification et d'estimation. Il ne reste maintenant qu'à découvrir si la courbe de Phillips est toujours vivante.

Louis PHANEUF,
Université Queen's (Kingston).

ANNEXE

La somme des coefficients de \dot{P}^* , \dot{P}_c^* , \dot{C}^* , \dot{P}_{nfi}^* , \dot{P}_{nfa}^* , \dot{W}_m , \dot{W}_g est égale à :

$$\frac{\lambda_1(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 - \alpha_4 - \alpha_5) + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) + \lambda_1\alpha_3 + \lambda_1\alpha_4 + \lambda_1\alpha_5 - (\lambda_1\alpha_2 + \beta_2)\beta_3}{\lambda_1\alpha_1 + \beta_1} \\ = \frac{\lambda_1\alpha_1 + \beta_1}{\lambda_1\alpha_1 + \beta_1} = 1$$

$$\dot{W} = \left[\frac{1}{\lambda_1(\alpha_1 + \alpha_2) + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3} \right] \left\{ \begin{array}{l} \beta_0 - \theta_0 + \lambda_1(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 - \alpha_4 \\ - \alpha_5)(\dot{P}^* - \dot{T}_i^*) + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3)(\dot{P}_c^* + \dot{T}_p^*) + \lambda_1\alpha_3\dot{C}^* + \lambda_1\alpha_4\dot{P}_{nfi}^* \\ + \lambda_1\alpha_5\dot{P}_{nfa}^* - \lambda_1\alpha_2 + \beta_2) \dot{E}_m - \beta_3\dot{E}_g - (\lambda_1\alpha_3 - \beta_4)A\dot{C} + [\lambda_1(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 \\ - \alpha_4 - \alpha_5) + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3)] \dot{A} + \lambda_2\dot{N}_g + \lambda_1\alpha_3(\dot{Y}_p^* - \dot{Y}_p) - (\lambda_1\alpha_7 + \beta_5) \\ V + \theta_1V \end{array} \right\} \quad (28')$$

La somme des coefficients de \dot{P}^* , \dot{P}_c^* , \dot{C}^* , \dot{P}_{nfi}^* , \dot{P}_{nfa}^* est égale à :

$$\frac{\lambda_1(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 - \alpha_4 - \alpha_5) + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) + \lambda_1\alpha_3 + \lambda_1\alpha_4 + \lambda_1\alpha_5}{\lambda_1(\alpha_1 + \alpha_2) + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3} = 1$$

REFERENCES

- AUBRY, Jean-Pierre, Pierre CLOUTIER and July DIMILLO (1979), *An Estimation of the Natural Rate of Unemployment in Canada*. Research Memorandum 79-14, Bank of Canada, February.
- BODKIN, Ronald G., Elizabeth P. BOND, Grant L. REUBER and T. Russell ROBINSON (1967), *Price Stability and High Employment*. Special Study No. 5, Economic Council of Canada (Ottawa : Queen's Printer).
- FELDSTEIN, Martin (1975), « The Importance of Temporary Layoffs : An Empirical Analysis ». *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 725-45.
- FELDSTEIN, Martin (1976), « Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment ». *Journal of Political Economy* 84, 937-57.
- FELDSTEIN, Martin (1978), « The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment ». *American Economic Review* 68, 834-46.
- FORTIN, Bernard (1978), *Unemployment Insurance : Working for People Who Want to Work*. Working Paper No. 7802, Département d'économique, Université Laval.
- FORTIN, Pierre (1976), *Modèle d'offre de travail et prestations de sécurité sociale*. Processed, Département d'économique, Université Laval.
- FORTIN, Pierre (1978), « L'accélération inflationniste et la stagflation récentes en Amérique du Nord : caractéristiques, causes et remèdes ». *Revue d'Economie Politique*, janvier, 56-67.
- FORTIN, Pierre (1978a), *Une évaluation de l'effet de la politique québécoise du salaire minimum sur la production, l'emploi, les prix et la répartition des revenus*. Rapport présenté au Secrétariat général au développement économique et à la Commission du salaire minimum et *Annexe technique* au rapport, Département d'économique, Université Laval.
- FORTIN, Pierre et Louis PHANEUF (1979), *Why Is the Unemployment Rates so High in Canada?* Paper presented at the Meetings of the Eastern Economic Association, Boston, May 10, 1979 and of the Canadian Economic Association, Saskatoon, May 30, 1979.
- FREEDMAN, Charles (1976), *The Phillips Curve in Canada*. Research Memorandum 76-189, Bank of Canada, November.
- GORDON, Robert J. (1975), « The Effect of Aggregate Demand on Prices ». *Brookings Papers on Economic Activity* 3, 613-62.
- GORDON, Robert J. (1976), « Interrelations between Domestic and International Theories of Inflation ». In Aliber R.Z. (ed.), *The Political Economy of Monetary Reform* (London : Macmillan), 126-54.
- GORDON, Robert J. (1977), « Structural Unemployment and the Productivity of Women ». In Brunner, Karl and Allan H. Meltzer (eds.), *Stabilization of the Domestic and International Economy*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Volume 5 (Amsterdam : North-Holland), 181-229.
- GORDON, Robert J. (1977a), « Can the Inflation of the 1970s Be Explained ? ». *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 253-77.

- GORDON, Robert J. (1978), *Macroeconomics* (Boston : Little, Brown).
- GRAMLICH, Edward M. (1976), « Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment, and Family Incomes ». *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 409-51.
- GREEN, Christopher et Jean-Michel COUSINEAU (1976), *Unemployment in Canada : The Impact of Unemployment Insurance*. Economic Council of Canada (Ottawa : Department of Supply and Services).
- GRUBEL, Herbert G., Dennis MAKI, and Shelley SAX (1975), « Real and Insurance-induced Unemployment in Canada ». *Canadian Journal of Economics* 8, 174-91.
- HALL, Robert E. (1970), « Why Is the Unemployment Rate so High at Full Employment ? ». *Brookings Papers on Economic Activity* 3, 369-402.
- HALL, Robert E. (1974), « The Process of Inflation in the Labor Market ». *Brookings Papers on Economic Activity* 2.
- HALL, Robert E. (1975), « The Rigidity of Wages and the Persistence of Unemployment ». *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 301-35.
- HALL, Robert E. (1976), « Comments and Discussion ». *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 160-2.
- KALISKI, Stefan F. (1973), *The Trade-off between Inflation and Unemployment : Some Explorations of the Recent Evidence for Canada*. Special Study No. 22, Economic Council of Canada (Ottawa : Information Canada).
- KIERZKOWSKI, Henryk (1976), Short-Run Unemployment Trade Offs and the Natural Rate. Processed, Bank of Canada, November.
- MIGUÉ, Jean-Luc et Gérard BÉLANGER, « Toward a General Theory of Managerial Discretion ». *Public Choice*, Vol. XVII, Spring 1974, 27-43.
- MINCER, Jacob (1976), « Unemployment Effects of Minimum Wages ». *Journal of Political Economy* 84, 4, Part 2, S87-S104.
- MODIGLIANI, Franco and Lucas PAPADEMOS (1975), « Targets for Monetary Policy in the Coming Year ». *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 141-63.
- MODIGLIANI, Franco et Lucas PAPADEMOS (1976), « Monetary Policy for the Coming Quarters : The Conflicting Views ». *New-England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, March/April, 2-35.
- NISKANEN, William A. (1975), « Bureaucrats and Politicians ». *The Journal of Law and Economics*, Vol. XVIII (3), déc., 617-643.
- NORDHAUS, William D. (1972), « Recent Developments in Price Dynamics ». In Eckstein, Otto (ed.), *The Econometrics of Price Determination : Conference* (Washington : Board of Governors of the Federal Reserve System and Social Science Research Council) 16-49.
- PERRY, George L. (1970), « Changing Labor Markets and Inflation ». *Brookings Papers on Economic Activity* 3, 411-41.
- PHANEUF, Louis (1978), *Approche de forme réduite versus approche économétrique complexe en tant que méthode d'analyse des politiques discrétionnaires de stabilisation économique : une réflexion critique*. Non publié, département d'économique, Université Laval.
- WACHTER, Michael L. (1976), « The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation ». *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 115-59.