

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA COURBE DE PHILLIPS AU CANADA :
Y A-T-IL PRÉSENCE DE NON-LINÉARITÉ ?

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN SCIENCE ÉCONOMIQUE

PAR
MINH TUAN THAO

AVRIL 2003

REMERCIEMENTS

Je remercie mon directeur de recherche, monsieur Alain Guay, pour son encadrement théorique et pratique, sa disponibilité et ses conseils judicieux. Mes remerciements vont aussi à ma fiancée, Thanh Hien Le, pour son précieux soutien et ses encouragements tout au long de mon cheminement scolaire du cycle supérieur.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES.....	iii
LISTE DES TABLEAUX.....	iv
RÉSUMÉ.....	v
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
DIFFICULTÉS DE LA COURBE DE PHILLIPS DEPUIS 1970.....	2
CHAPITRE II	
REVUE LITTÉRAIRE.....	5
2.1 Modèle de la courbe de Phillips traditionnelle.....	5
2.2 Courbe de Phillips du modèle de Markov à changement de régime.....	6
2.3 Non linéarité de la courbe de Phillips.....	8
2.3.1 Non linéarité de relation entre output et inflation.....	8
2.3.2 Distinction entre le NAIRU et le TCN.....	10
2.3.3 Modèle non linéaire : approche Smooth Transition.....	11
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE.....	12
3.1 Cadre théorique de la méthodologie.....	13
3.2 Inférence sur la fonction d'espérance conditionnelle.....	17
3.3 Test de non linéarité.....	19
CHAPITRE IV	
SPÉCIFICATION DE LA COURBE DE PHILLIPS.....	21
4.1 Modèle théorique de la courbe de Phillips.....	21
4.2 Spécification de la courbe de Phillips.....	23
4.3 Les données.....	24
CHAPITRE V	
INTERPRÉTATIONS DES RÉSULTATS.....	26
CONCLUSIONS.....	29
ANNEXE A.....	31

ANNEXE B.....	33
ANNEXE C.....	34
ANNEXE D.....	46
RÉFÉRENCES.....	51

LISTE DES FIGURES

4.1	Convexité de la courbe de Phillips.....	22
A.1	Distribution de la variable aléatoire.....	31
A.2	Distribution de la variable aléatoire.....	32
C.1	Taux d'inflation de 1976.1 à 2001.4.....	34
C.2	Taux de chômage de 1976.1 à 2001.4.....	34
C.3	Taux d'inflation salariale de 1976.1 à 2001.4.....	35
C.4	Taux de variation d'inflation salariale de 1976.1 à 2001.4.....	35
C.5	Taux de variation du taux de change de 1976.1 à 2001.4.....	36
C.6	Taux de variation du prix des biens importés de 1976.1 à 2001.4.....	36
D.1	Test de normalité des résidus.....	47
D.2	Test de normalité des résidus.....	49

LISTE DES TABLEAUX

B.1	Équations de covariance $H_k(h)$	33
C.1	Tests de racine unitaire (ADF).....	37
C.2	Test de racine unitaire pour l'inflation.....	38
C.3	Test de racine unitaire pour le chômage.....	39
C.4	Test de racine unitaire pour l'inflation salariale.....	40
C.5	Test de racine unitaire pour l'inflation salariale en différence.....	41
C.6	Test de racine unitaire pour le taux de change.....	42
C.7	Test de racine unitaire pour le taux de change en première différence.....	43
C.8	Test de racine unitaire pour le prix des biens importés.....	44
C.9	Test de racine unitaire pour le prix des biens importés première différence.....	45
D.1	Résultats d'estimation de l'équation (4.3).....	46
D.2	Test LM d'autocorrélation des résidus.....	47
D.3	Test ARCH d'hétéroscédasticité des résidus.....	47
D.4	Test de linéarité.....	48
D.5	Résultats d'estimation de l'équation (4.4).....	48
D.6	Test LM d'autocorrélation des résidus.....	49
D.7	Test ARCH d'hétéroscédasticité des résidus.....	51
D.8	Test de linéarité.....	52

RÉSUMÉ

La réalisation de ce mémoire vise à préciser la forme fonctionnelle de relation de la courbe de Phillips dans le cas canadien et à déterminer la source d'une relation non linéaire lorsqu'il y en a une. Nous utilisons, dans cette étude, deux équations empiriques. La première équation cherche à modéliser le comportement de la courbe de Phillips en utilisant l'inflation comme variable dépendante, tandis que la seconde équation est de la même nature, cependant sa variable dépendante est le taux d'inflation du salaire nominal. Chacune de ces variables dépendent d'une constante, d'une tendance déterministe et de leurs propres retards, du taux de chômage et de ses retards, et d'un vecteur des variables exogènes. Afin de déterminer la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips et détecter ensuite les sources de non linéarité, nous utilisons une nouvelle approche paramétrique flexible proposée par James Hamilton (2001). La flexibilité de cette approche découle du fait qu'au départ on n'impose aucune hypothèse à priori sur la forme fonctionnelle. Ce sont les données empiriques qui détermineront librement la forme de la fonction. Pour y parvenir, on utilise un modèle de régression ayant la forme suivante :

$$y_t = \beta(X_t) + B'Z_t + \varepsilon_t, \quad \text{où} \quad \varepsilon_t \sim^{iid} N(0,1)$$

où $u(\cdot)$ est une fonction inconnue, Z représente un vecteur des variables exogènes pour lesquelles il n'y a pas de doute quant à leur linéarité.

L'idée principale de cette approche cherche à caractériser la fonction inconnue $u(\cdot)$ parmi une classe de formes flexibles. Cette fonction contient un vecteur des variables (X) pour lesquelles un doute plane quant à leur linéarité. L'étape suivante cherche à savoir, d'une part, si l'équation est non linéaire, d'autre part, quelles sont les variables qui causent cette relation non linéaire. Pour cette question, nous utilisons un test statistique du multiplicateur de Lagrange (LM) sur les coefficients estimés. Les résultats d'application de cette approche sur l'équation d'inflation de la courbe de Phillips ont prouvé des signes de relation non linéaire. Cette non linéarité provient du processus dynamique de l'inflation, elle est provoquée vraisemblablement par les périodes de baisse et de hausse du taux d'inflation. Par contre, ceux de la deuxième équation concernant l'inflation salariale ont montré qu'il n'y a pas de relation non linéaire. Ces résultats nous permettent de tirer la conclusion que la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips relativement à l'inflation se déplace apparemment selon le régime où il se trouve. Un modèle de Markov à changements de régime permettrait donc de mieux prévoir l'inflation au Canada.

INTRODUCTION

La théorie de la courbe de Phillips a été publiée pour la première fois dans *Economica* en 1958 par A. W. H. Phillips. Elle repose essentiellement sur la relation négative entre le taux de chômage et le taux d'inflation. La prémisse qui la sous-tend est que lorsque le taux de chômage est faible, les pressions sur la demande des biens et services provoquent inévitablement une hausse du niveau des prix et l'inflation augmente. Alors que la situation inverse se produit lorsque le taux de chômage est élevé.

Au début, la relation entre l'inflation et l'activité économique (chômage ou écart de la production observée au potentiel) était considérée comme étant linéaire. Aux États-Unis, la période des années 70 caractérisée par une inflation élevée et un taux de chômage également élevé, et celle des années 90 marquée par une inflation basse et un taux de chômage faible, ont remis en cause l'existence de la courbe de Phillips.

Des études récentes sont parvenues à conclure que la courbe de Phillips est toujours valide, mais que sa forme fonctionnelle n'est plus linéaire, et le modèle traditionnel ne permet plus de prévoir l'inflation, puisque le processus autorégressif d'inflation changerait dans le temps. Guay, Fauvel et Paquet (2001) ont étudié la relation entre l'inflation et chômage aux États-Unis. Ils ont utilisé un test développé par James Hamilton (2001) pour détecter la présence de non linéarité. Les résultats du test démontrent que s'il existe une relation non linéaire, elle se trouve entre l'inflation courante et l'inflation passée. Leur étude vient donc renforcer l'hypothèse sur le mouvement asymétrique de l'inflation aux États-Unis depuis les dernières décennies, l'inflation fluctue en fonction des changements de régime. Ceci a poussé les auteurs à se demander s'il est possible d'obtenir les mêmes conclusions pour la courbe de Phillips concernant le Canada. De plus, il serait intéressant d'examiner une deuxième équation de la courbe de Phillips en remplaçant le taux d'inflation par le taux de croissance du salaire nominal. Ce mémoire a donc pour objectif de préciser la forme fonctionnelle de relation de la courbe de Phillips et de déterminer, s'il y a lieu, les sources de non-linéarité. La période de notre étude s'étend du premier trimestre 1976 au quatrième trimestre 2001.

CHAPTITRE II

DIFFICULTÉS DE LA COURBE DE PHILLIPS DEPUIS 1970

De nombreux modèles de la courbe de Phillips ont pris naissance au cours des dernières décennies. L'objectif principal des chercheurs était de déterminer un modèle qui permet de prévoir l'inflation le mieux possible. Jusqu'à récemment, la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips a été au centre des débats entre les différents courants économiques. Les défenseurs du premier courant, Robert Gordon (1997) et certains économistes de la Réserve Fédérale Américaine, dont Tootell (1998) et Fuhrer (1995) ont essayé de démontrer que la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips est linéaire. Ils ont utilisé la même méthodologie que celle de Clark, Laxton et Rose (1995) (voir l'équation 2.3) où l'inflation présente dépend de l'inflation passée, de l'écart de production et des valeurs positives de cette dernière. La seule différence est qu'ils n'ont pas distingué le NAIRU « *non accelerating inflation rate of unemployment* » du taux de chômage naturel. Ceux du deuxième courant, Clark, Laxton et Rose (1996), Debelle et Laxton (1997) ont obtenu une courbe de Phillips américaine convexe. Dupasquier et Ricketts (1998) sont arrivés à la même conclusion pour la courbe de Phillips canadienne entre l'inflation et la production. De l'autre côté de la médaille, on retrouve Stiglitz (1997 ou 1998) et Eisner (1997) qui ont utilisé la même méthodologie que celle de Gordon (1997). Ils ont conclut que la courbe de Phillips est non linéaire et concave. Finalement, Fillion et Léonard (1997), et Eliasson (1999) sont parvenus à la conclusion que le modèle se caractérise mieux par une relation de la courbe de Phillips caractérisée par des changements de régime.

Les résultats du récent document de travail de la Banque du Canada sur la courbe de Phillips canadienne, par Fillion et Léonard (1997), ont montré qu'un modèle non linéaire à changements de régime prévoit mieux l'inflation que celui de la courbe de Phillips traditionnelle. Eliasson (1999) a produit des résultats intéressants en utilisant le modèle à

seuil lisse (STR) pour l'Australie, la Suède, et les États-Unis. Il a trouvé des indices de non-linéarité entre l'inflation et le chômage pour l'Australie et la Suède, alors que la forme de la courbe de Phillips dans le cas des États-Unis est linéaire. Une autre étude portant sur la courbe de Phillips américaine et canadienne par Dupasquier et Ricketts (1998) a utilisé un test d'asymétrie. Ce test a mis en évidence des indices de convexité de la courbe de Phillips appliquée au cas américain. Par contre, les résultats ne sont pas concluants pour le Canada. Fauvel, Guay et Paquet (2001) ont utilisé, dans le cas de leur étude de la courbe de Phillips américaine, un test de linéarité de James Hamilton (2001). Ils rejettent l'hypothèse nulle de linéarité de l'inflation courante et ses retards, par contre ils ont démontré que la relation entre l'inflation et le chômage semble linéaire. La plus récente étude américaine réalisée par le *National Bureau of Economic Research* par Staiger, Stock et Watson (2001) cherche à répondre à quelques questions que les économistes américains qualifient d'heureuse coïncidence du faible taux de chômage, de l'inflation des prix et du salaire réel faible et stable. Ces auteurs ont cherché à identifier les causes principales qui expliquent le déplacement vers l'intérieur de la courbe de Phillips pour les États-Unis. Suite à leurs études empiriques, ils ont conclu que la baisse du chômage tendanciel était la cause principale de ce phénomène.

La plupart des nombreuses recherches pertinentes sur l'évolution de la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips depuis les quatre dernières décennies ont tendance à sous-estimer l'inflation à partir des années 90. Dupasquier et Ricketts (1998) et Fillion et Léonard (1997) ont soulevé quelques mises en garde importantes concernant les résultats de leurs études. L'une des difficultés est de trouver avec précision l'écart de production et l'inflation anticipée, puisque ces variables ne sont pas observables. L'autre difficulté repose sur la présence d'un changement de régime détecté à partir d'un modèle de Markov qui génère de l'incertitude quant à la détermination de la source de non-linéarité du modèle.

Dans ce mémoire, nous n'utiliserons que des variables observables. Initialement, nous ne supposons aucune hypothèse quant à la forme fonctionnelle de relation de la courbe de Phillips. La méthodologie utilisée est basée sur une approche paramétrique d'inférence non linéaire développée par Hamilton (2001). La flexibilité de cette approche est qu'elle permet

aux données de décider de la forme que prendra le modèle. Enfin, nous effectuons le test de linéarité contre l'hypothèse alternative de non-linéarité sur les paramètres estimés.

CHAPITRE II

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Ce bref survol de la littérature a pour but de présenter quelques études empiriques récentes portant sur la courbe de Phillips au Canada et aux États-Unis. La plupart de ces études portent à peu près sur la même période d'étude, mais les modèles utilisés sont différents. Nous commençons avec un modèle traditionnel de la courbe de Phillips. Ensuite, nous présentons le modèle à changement de régime et certains modèles de non-linéarité de la courbe de Phillips.

2.1 Le modèle traditionnel de la courbe de Phillips

La courbe de Phillips traditionnelle que la Banque du Canada utilisait pour la conduite de la politique monétaire à court terme durant les années 1980 repose sur la relation linéaire entre l'inflation et l'écart de production. Fillion et Léonard (1997) ont présenté les estimations de la courbe de Phillips traditionnelle pour le Canada. Elle s'illustre par la forme suivante :

$$\begin{aligned} \pi_t = & \pi_0 + \sum_{i=1}^5 \pi_i \cdot \pi_{t-i} + \pi_1 \cdot YGAP_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \pi_i \cdot \pi_{INFIMP_{t-i}} + \sum_{i=1}^4 \pi_i \cdot \pi_{GRPOIL_{t-i}} \\ & + \sum_{i=0}^5 \pi_i \cdot \pi_{TXPCPFE_{t-i}} \end{aligned} \quad (2.1)$$

où π_t représente le taux de croissance trimestriel annualisé de l'IPCXAET (le taux de variation de l'indice des prix de consommation excluant les huit composantes les plus volatiles et les effets des impôts indirects). La variable YGAP représente l'écart entre la production observée et la production potentielle. La production potentielle est estimée par un

filtre multivarié utilisé par la Banque du Canada. La variable ΔINFIMP correspond à la première différence de l'inflation sur les biens importés. La variable ΔGRPOIL est le rapport entre le prix du pétrole brut et l'indice implicite du PIB américain exprimé en première différence. Finalement, la variable $\Delta \text{TXPCPIFE}$ correspond à la première différence du taux d'impôts indirects touchant les prix de la consommation hors alimentation et énergie.

L'équation (2.1) aurait prédit de la déflation au Canada en 1993, 1994 et 1995. Or en réalité, le taux d'inflation moyen au pays durant cette même période était d'environ 2%. Selon les auteurs, plusieurs hypothèses expliqueraient la mauvaise performance de l'équation de la courbe de Phillips traditionnelle (2.1). L'anticipation de l'inflation est difficile à prévoir, l'inflation trimestrielle de la période 1968-1994 suit un processus non stationnaire. Par contre, selon les études de Laxton, Ricketts et Rose (1994), Ricketts et Rose (1995), l'inflation suit un processus de racine unitaire au cours de la période 1974-1982 uniquement. Il est fort probable que le processus autorégressif d'inflation a été affecté par plusieurs changements de régime.

2.2 Le modèle de Markov à changements de régime

Le contrôle de l'inflation est devenu au fil du temps une des pierres angulaires de la conduite de la politique monétaire de la Banque du Canada, de même que de celle du *Federal Reserve Board* des États-Unis. L'exigence première est de trouver un modèle qui permet de prévoir l'inflation avec le plus de précision possible. Fillion et Léonard (1997) ont construit une série de quatre variables binaires servant à identifier quatre sous périodes où le processus autorégressif d'inflation a pu être généré de façon différente. L'identification de ces dernières permet ensuite de caractériser les phases de transition du processus. Ces variables binaires sont établies à partir d'un modèle de Markov à changements de régime. La construction de ce modèle permet à une série temporelle de suivre différents processus autorégressif pour différentes sous-périodes. La variable inflationniste étudiée de l'équation (2.1) prend la forme suivante :

$$\pi_t = \pi_{0,n} + \pi_{i,n}(L) \cdot \pi_{t-1} + \pi_{t,n}, \quad \pi_t \sim N(0, \sigma) \quad (2.2)$$

où l'inflation (π_t) suit un processus autorégressif d'ordre i , avec n régimes. Chaque régime comprend trois paramètres, soit une constante (π_0), des paramètres autorégressifs (π_i) et une fonction de distribution des erreurs. Si $n = 1$, le processus est dans le régime 1, $n = 2$, le processus est dans le régime 2, n peut prendre les valeurs $1, 2 \dots N$. Donc, l'inflation suit un processus d'ordre i d'un modèle de Markov à n -régimes avec une probabilité de transition P_{ij} . Par exemple, $P(S_t = j | S_{t-1} = i) = P_{ij}$ représente la probabilité conditionnelle que le processus du régime j au temps (t) suit le processus du régime i en ($t-1$). Les auteurs ont utilisé une méthode du maximum de vraisemblance pour obtenir les paramètres estimés ainsi que les probabilités assignées à chacun des régimes.

Dans cette étude, les auteurs ont considéré l'indice des prix de référence de 1954-1994 soit sur une période plus longue pour identifier avec plus de précision les différents régimes et leurs phases de transition. En plus, la série a fait l'objet de corrections qui tiennent compte de deux changements importants causés par l'effet des impôts indirects, l'introduction de la TPS au premier trimestre en 1991 et celui de la réduction de la taxe sur le tabac entre le premier et le troisième trimestre 1994.

Les résultats obtenus à partir du modèle (2.2) ont permis aux auteurs d'identifier trois régimes différents du processus autorégressif d'inflation. Le premier régime correspond à une inflation basse et stable pour la période 1953-1966. Le deuxième régime à un niveau d'inflation modéré qui est composé de deux sous périodes, 1968-1973 et 1984-1991. Le troisième régime correspond à un niveau d'inflation élevé (racine unitaire) de 1974-1982.

Quant aux variables explicatives de l'équation (2.1) présentée ci-dessus pour le modèle de la courbe de Phillips traditionnelle, les auteurs ont utilisé les taux de change réels (π_{RPF}) pour les sous périodes 1953-1966, 1968-1973 et 1984-1991. Alors qu'ils ont utilisé la première différence de l'inflation importée (π_{INFIMP}) pour la période 1974-1982. Donc, le taux d'inflation pour le modèle à changement de régime de la courbe de Phillips est la somme des composantes intérieures et importées. Les résultats estimés ont démontré que le taux

d'inflation prévu en 1995 était de 2.09, ce qui était quasiment identique au taux moyen observé au Canada pour cette même période. Donc, l'hypothèse de changement du processus autorégressif explique bien l'évolution de l'inflation canadienne au cours des dernières décennies contrairement à un modèle purement linéaire.

2.3 Non-linéarité de la courbe de Phillips

2.3.1 Non-linéarité de la relation output-inflation

L'étude de Dupasquier et Ricketts (1998) avait pour but d'analyser le processus dynamique d'inflation à court terme au Canada et cherchait à établir s'il existe une variation dans le temps de la relation entre l'inflation et la production pour la période de 1964 à 1994. En plus, l'analyse permettait de détecter les différents types de relation asymétrique.

Dans un premier temps, les auteurs ont employé cinq modèles différents de la courbe de Phillips afin de trouver celui qui permet d'obtenir les meilleurs résultats empiriques. Ils ont utilisé ensuite un test de non-linéarité sur la relation entre l'inflation et la production, et ils ont effectué finalement un examen complet de la variation de cette relation dans le temps. Le premier modèle est celui à contrainte de capacité qui suppose que les firmes ne sont pas capables d'augmenter leur production à court terme. Le second modèle est basé sur un problème d'extraction de signal. Dans ce modèle, les agents économiques et les entreprises sont incapables de distinguer de façon précise les fluctuations entre le niveau des prix globaux et relatifs. Le troisième modèle introduit des coûts d'ajustement où la relation entre inflation et production varie en fonction de l'inflation. En présence de coûts d'ajustements à court terme, la majorité des firmes n'augmentent pas les prix suite à un choc positif de la demande agrégée. Le quatrième modèle est motivé par une relation asymétrique entre l'inflation et la production provoquée par une rigidité nominale à la baisse des salaires. Le dernier modèle se réfère à la concurrence monopolistique. La situation d'oligopole incite des producteurs à réduire les prix, alors que la situation de monopole pourrait se produire pour décourager l'entrée de nouveaux concurrents sur le marché.

Modélisation et estimation de différents types d'asymétrie de la courbe de Phillips :

Considérons le modèle de la courbe de Phillips suivant :

$$\pi_t = a \cdot \pi_t^e + (1 - a) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot Y_t + \gamma \cdot Z_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

où π représente le taux d'inflation, π^e est le taux d'inflation anticipée, Y est l'écart entre production observée et production potentielle, Z représente les variables exogènes (par exemple les chocs d'offre qui pourraient influencer l'inflation); ε correspond aux termes d'erreurs.

Le modèle (2.3) ci-dessus consiste à détecter l'effet d'asymétrie entre l'inflation et la production sur une longue période. À court terme, la relation entre ces dernières est traitée comme une variable de régime non observable.

On doit spécifier la forme de l'équation de transition pour le paramètre π . Cette équation consiste à déterminer le dynamisme de la variable de régime non observable et les informations conditionnelles qui permettent de prévoir sa valeur. La forme d'équation de transition est construite de la façon suivante :

$$\pi_t = \pi + \alpha \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

où X_{t-1} représente un ensemble d'informations conditionnelles. L'inclusion du terme d'erreur ε_t permet la variation du paramètre π_t qui n'est pas entièrement expliquée par X_{t-1} .

Par la suite, on utilise le filtre de Kalman appliqué à la valeur obtenue à partir de la régression linéaire de l'équation (2.4). Une fois qu'on a obtenu la valeur estimée de la variable de régime non observée, on la remplace dans l'équation (2.3). On utilise ensuite une méthode d'estimation du maximum de vraisemblance pour obtenir les paramètres estimés.

Parmi les cinq modèles utilisés, le modèle à contrainte de capacité semble correspondre le mieux aux résultats empiriques pour le Canada et les États-Unis. Les tests d'asymétrie ont montré des indices de convexité de la courbe de Phillips dans le cas des États-Unis. Par contre, les résultats sont moins concluants pour le Canada. Ainsi, les indices de non-linéarité sont plus convaincants dans le cas des États-Unis. Pour l'équation de la courbe de Phillips relativement au Canada, la relation semble linéaire.

2.3.2 Non linéarité de la courbe de Phillips : distinction entre le NAIRU et le TCN

Le NAIRU est défini comme le niveau de chômage pour lequel il n'y a pas de pression systématique à la baisse et à la hausse sur l'inflation. Le taux de chômage naturel (TCN), défini par Milton Friedman (1968), est le niveau du chômage moyen qui est généré par un ensemble de chocs.

Clark, Laxton et Rose (1996) ont utilisé une méthodologie différente de celle de Dupasquier et Ricketts (1998) pour détecter la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips. Ils ont obtenu la même conclusion pour les États-Unis. Notons que la convexité de la courbe de Phillips implique que le taux de chômage naturel excède toujours le NAIRU. Le modèle utilisé a la forme suivante :

$$\pi_t = \alpha \cdot \pi_t^e + (1 - \alpha) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot UGAP + \gamma \cdot posUGAP + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

où $UGAP = U^* - U$, alors que $U^* = U - \alpha$, où U est le taux de chômage moyen, et $posUGAP$ ne contient que les valeurs positives du $UGAP$ (par exemple lorsque $U < NAIRU$). Les variables π_t , π_t^e et π_{t-1} correspondent au taux d'inflation, à l'inflation anticipée et retardée. α , β , γ et ε sont des paramètres à estimer. Si α est significativement différent de zéro ($\alpha > 0$), $\alpha \neq 0$, alors le taux de chômage naturel est plus grand que NAIRU, et la courbe de Phillips est convexe. Clark et Al. (1996) ont conclu que la courbe de Phillips américaine est non linéaire et sa convexité est statistiquement significative.

2.3.3 Représentation non linéaire estimé par un modèle à seuil lisse

Cette nouvelle approche a été utilisée par Eliasson (1999) dans le but de tester la relation asymétrique et la stabilité des paramètres de la courbe de Phillips pour l'Australie, la Suède et les États-Unis. La fonction de transition prend la forme suivante :

$$F(S_t) = F(S_t; \gamma; c) = 1 + \exp\left(\gamma \prod_{i=1}^k (S_t - C_i)\right) \quad \text{où } \gamma \neq 0; c_1, \dots, c_k \quad (2.6)$$

où k représente le nombre de seuils considérés, γ est la pente qui détermine la vitesse de transition entre deux régimes, S_t est la variable de transition, le paramètre C_i détermine la localisation de transition.

La première étape consiste à estimer un modèle linéaire. Le NAIRU est considéré comme étant une variable constante dans la spécification d'Eliasson. On fait ensuite un test de linéarité ($\gamma = 0$) et de stabilité contre l'hypothèse alternative de non-linéarité ($\gamma \neq 0$). Si le test rejette la linéarité ou la stabilité des paramètres, on procède à l'estimation du modèle (2.6) en tenant compte de la variable de transition fautive. Finalement, on doit évaluer le modèle linéaire à partir de l'équation trouvée et ensuite déterminer le modèle théorique qui représente le mieux l'asymétrie obtenue.

Les résultats obtenus par Eliasson ont conclu qu'une relation non linéaire entre l'inflation et le chômage existe pour l'Australie et la Suède. Quant à la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips des États-Unis, elle est linéaire.

Finalement, ce survol de littérature a mis en évidence la présence de non-linéarité dans la forme fonctionnelle de relation de la courbe de Phillips. Or, aucune étude n'a permis de conclure avec certitude la façon dont le modèle doit être spécifié. Par contre, ces efforts ont porté fruits en ce qui concerne la connaissance générale sur sa forme fonctionnelle. Elle est non linéaire et convexe pour les États-Unis. Pour le Canada, la relation semble linéaire.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

La méthodologie utilisée dans ce mémoire est basée sur une approche paramétrique d'inférence non linéaire développée par James Hamilton (2001). C'est une approche flexible, en ce sens, qu'aucune hypothèse n'est imposée au départ quant à la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips. Elle permet donc aux données de décider la forme de la fonction que prendra le modèle. Avant de développer en détail cette nouvelle approche, il est essentiel de présenter les différentes approches traditionnelles de la courbe de Phillips, et d'expliquer brièvement pourquoi l'approche flexible permet d'obtenir de meilleurs résultats. La deuxième partie est consacrée à la présentation du modèle théorique. La troisième partie introduit une formulation pour tester l'hypothèse nulle de linéarité de la courbe de Phillips. La dernière partie présente l'application du modèle empirique de la courbe de Phillips en utilisant la méthode paramétrique d'inférence non linéaire.

Plusieurs catégories de modèles d'inférence paramétrique ont été développées au cours des dernières décennies. Ces études avaient pour objet, premièrement, de justifier la validité de la courbe de Phillips et ensuite de construire un modèle qui permet de prévoir l'inflation avec le plus de certitude possible. Or, aucun consensus ne s'est établi quant à la détermination de sa forme fonctionnelle. Parmi les modèles d'inférences paramétriques, on retrouve particulièrement les modèles linéaires et non linéaires. La forme des modèles linéaires est généralement présentée de façon suivante : $\pi = X\beta + \varepsilon$, où ε est un bruit blanc. On estime ce modèle par les moindres carrés ordinaires (MCO). Cette méthode explique une relation linéaire entre la variable dépendante (π représente le taux d'inflation) et les variables explicatives (X correspond au vecteur des variables explicatives qui comprend, par exemple, le taux de chômage et les variables exogènes). S'il y a doute sur la linéarité de la relation, c'est le cas de la courbe de Phillips, l'utilisation de ce modèle n'est pas optimale.

Les modèles non linéaires peuvent être plus appropriés pour ce cas. La forme générale des modèles non linéaires est présentée de façon suivante : $y = f(X, \beta) + \varepsilon$, où $\varepsilon \sim^{iid} N(0, \sigma^2)$, $f(\cdot)$ est une fonction non linéaire qui ne compose que les variables explicatives pour lesquelles il y a doute sur la linéarité. Dans la plupart des cas, l'estimation de ces modèles consiste à minimiser la somme des carrés des résidus, c'est le même cas pour les autres modèles linéaires. Pour les chercheurs, il s'agit de faire un choix de la forme prédéterminée entre deux modèles. Bien que le modèle non linéaire oblige les chercheurs à imposer une forme prédéterminée, comme dans le cas du document de travail de la Banque du Canada de Dupasquier et Ricketts (1998), plusieurs modèles de la courbe de Phillips sont utilisés pour trouver celui qui détermine le mieux la non-linéarité puisque chaque modèle implique une forme particulière de non-linéarité.

Finalement, il existe une gamme d'approches flexibles pour modéliser la non linéarité, mais la plupart de celles-ci sont non paramétriques. Ces approches sont difficiles à estimer et à analyser. Enfin, l'entrée en jeu de l'approche flexible de James Hamilton (2001) ouvre une nouvelle possibilité quant à la détermination de la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips. Nous utilisons cette méthode paramétrique flexible pour étudier la relation non linéaire de la courbe de Phillips dans le cas canadien et essayons de déterminer les variables qui causent cette non-linéarité de la relation.

3.1 Cadre théorique de la méthodologie

Considérons le modèle de régression non linéaire suivant :

$$y_t = u(X_t) + B'Z_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim^{iid} N(0, \sigma^2) \quad (3.1)$$

où y_t est la variable dépendante, le vecteur X_t de dimension k contient les variables explicatives pour lesquelles il y a doute sur la linéarité, alors que Z_t est un vecteur des variables exogènes, et ε_t correspond au terme d'erreur. La forme fonctionnelle de $u(\cdot)$ est

inconnue et on cherche à la caractériser parmi une classe de formes flexibles. L'objet qu'on cherche à estimer est l'espérance conditionnelle du scalaire y_t pour le vecteur des variables observables (X_t)

$$E(y_t | X_t) = u(X_t). \quad (3.2)$$

Le terme $u(X_t)$ est une fonction d'espérance conditionnelle. Lorsque cette fonction est évaluée en un point, elle devient une variable aléatoire non observable. Pour caractériser $u(X_t)$, on doit en premier temps décrire le processus aléatoire $m(X_t)$. Il est important, avant tout, de bien comprendre comment Hamilton (2001) a décrit ce processus aléatoire. Prenons le cas où il y a une seule variable explicative. Considérons que $[a, b]$ est un intervalle fermé dans R^1 . La distribution de cet intervalle $[a - \Delta, b + \Delta]$ décrit la répartition de la variable explicative $\{x_1, \dots, x_N\}$ où les extrémités sont $x_1 = a - \Delta$, $x_N = b + \Delta$, on suppose que $x_i = x_{i-\Delta} + \Delta_N$ pour $i = 2, \dots, N$. Δ est un paramètre de distance à être normalisé. Supposons que chaque point x_i (variable observable) est généré par une variable $e(x_i)$ ayant une distribution normale. Cette dernière est indépendante de $e(x_j)$ pour tout $i \neq j$. Comme Hamilton (2001) a défini l'intervalle $a - \Delta \leq x_i \leq b + \Delta$, nous avons donc tous les éléments nécessaires pour construire une variable aléatoire $m_N(x_i)$. Afin de s'assurer que $m_N(x_i) \sim N(0,1)$, il a introduit la notion de proportionnalité constante suivante :

$$m_N(x_i) = (1 + 2\Delta / \Delta_N)^{\Delta/2} \prod_{j=\Delta/\Delta_N}^{\Delta/\Delta_N} e(x_{i+j}) \quad (3.3)$$

où $m_N(x_i)$ est corrélée avec $m_N(x_j)$ si $|x_i - x_j| \leq 2\Delta$, autrement il n'y a pas de corrélation, c'est-à-dire la distance entre deux observations données d'une variable est suffisamment éloignée. Nous verrons plus en détail, un peu plus tard dans cette section, l'implication de la mesure de corrélation relativement à la détermination de la non-linéarité. Revenons sur la façon dont Hamilton (2001) a construit cette variable aléatoire $m_N(x_i)$. Hamilton (2001) postule qu'il est pratique de normaliser $\Delta = 1$ et il suppose sur l'illustration

graphique A.1 et A.2 dans l'annexe A que $\Delta_N = 0.5$. Comme $x_i = x_{i\Delta} + \Delta_N$, $i = 2, \dots, N$, la distribution de la variable aléatoire $m_N(x_i)$ adopte la forme ci-dessous:

$$x_2 = x_1 + 0.5, x_3 = x_2 + 0.5, \dots, x_n = x_{n\Delta} + 0.5.$$

Alors que,

$$m_N(x(i=2)) = (5)^{\Delta^{1/2}} \prod_{j=\Delta}^2 e(x_{2+j})$$

$$m_N(x(i=2)) = (5)^{\Delta^{1/2}} [e(x_1) + e(x_{1.5}) + e(x_2) + e(x_{2.5}) + e(x_3)]$$

$$m_N(x((i=3))) = (5)^{\Delta^{1/2}} \prod_{j=\Delta}^2 e(x_{3+j})$$

$$m_N(x(i=3)) = (5)^{\Delta^{1/2}} [e(x_2) + e(x_{2.5}) + e(x_3) + e(x_{3.5}) + e(x_4)].$$

On continue jusqu'à ($i = N$) :

$$m_N(x(i=N)) = (5)^{\Delta^{1/2}} \prod_{j=\Delta}^2 e(x_{N+j}).$$

On obtient donc une variable aléatoire normale avec N observations, chaque point de cette variable est généré par $e(x_i)$. Les figures A.1 et A.2 dans l'annexe A nous aident à mieux comprendre la formulation de cette variable.

Bien que $x \in [a, b]$ où la valeur $m(x) \in R^1$, la fonction de la variable aléatoire peut être construite de façon suivante :

$$m(x) = (2\Delta)^{\Delta^{1/2}} [W(x + \Delta) - W(x - \Delta)]$$

$W(.)$ est le processus de Wiener. Toute réalisation de la fonction $m(.)$ est donc continue et non différentiable (voir Hamilton 2001).

On peut maintenant introduire la fonction $m(x)$ dans la fonction d'espérance conditionnelle $u(x)$ en formulant deux hypothèses supplémentaires. On suppose que $u(x)$ est gouvernée par d'autres paramètres, ce sont les scalaires : g et Δ multipliés par la valeur de x et par la fonction $m(x)$. On a alors que :

$$u(x) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta m(gx). \quad (3.4)$$

Puisque le modèle de la courbe de Phillips contient plusieurs variables explicatives, l'espérance conditionnelle de la fonction $u(x)$ aura la forme suivante :

$$u(X) = \beta_0 + \beta' X + \beta m(g \cdot X). \quad (3.5)$$

où \cdot indique la multiplication élément par élément. Alors que β_0 et β sont des scalaires et g contient un vecteur de paramètres ($k \times 1$). Le vecteur X contient des retards de la variable dépendante et des variables explicatives pour lesquelles il y a doute sur la linéarité. Le paramètre β dans l'équation (3.5) décrit le degré de contribution de la non-linéarité de $m(X)$ sur $u(X)$. Si le paramètre $\beta = 0$, la fonction $u(X)$ est linéaire, l'équation (3.1) devient linéaire. Alors que le paramètre g mesure la distance (métrique) entre deux points pour déterminer la covariance entre les variables aléatoires. Si le paramètre $g \neq 0$, il est impossible de distinguer la contribution non linéaire de $m(gX)$ à la variable dépendante y_t à partir du terme d'erreur, car $m(gX)$ et le terme d'erreur sont corrélés. Pour $g \neq 0$, la contribution devient impossible à distinguer à partir de β_0 . Si la valeur du i -ème élément de $g = 0$, la fonction d'espérance conditionnelle est linéaire en x_t , puisque les variables sont parfaitement corrélées.

Examinons comment Hamilton (2001) a adopté une mesure de distance entre deux points pour déterminer la corrélation entre les variables aléatoires. Supposons que la fonction d'espérance conditionnelle $u(X)$ contient deux variables explicatives pour lesquelles la linéarité suscite un doute. Supposons que

$$E[u(x_t) - \beta_0 - \beta_1 x_t][u(x_s) - \beta_0 - \beta_1 x_s] = 0$$

$$\text{Si } H_{12} = \left[\sum_{i=1}^k g_i^2 (x_{it} - x_{is}) \right]^2 \geq 1 \quad (3.6)$$

où g_1, g_2, \dots, g_k sont k paramètres de population à estimer. Ce sont des paramètres de pondération pour chaque variable explicative. Le scalaire H_{12} mesure la distance entre les points (observations) donnés de x_{it} et x_{is} . Cette mesure représente la somme des écarts

entre les observations de ces deux variables pondérées par un paramètre g . Plus la valeur du scalaire H_{12} sera faible, alors plus la corrélation entre $u(x_t)$ et $u(x_s)$ sera grande. La corrélation est parfaite lorsque la distance entre deux points est zéro, où le paramètre $g_i = 0$, la corrélation entre ces variables est égale à un. Dans ce cas, leur relation est parfaitement linéaire. La corrélation mesure donc le degré de linéarité entre deux variables. La corrélation du processus $u(X)$ est présentée à l'annexe B pour k allant de 1 à 5, par Hamilton (2001).

En résumé, dans cette section on a essayé de décrire le processus stochastique non observable $m(X)$ en construisant par le biais d'hypothèses des variables aléatoires normales. La réalisation de $m(X)$ a été utilisée pour caractériser la fonction d'espérance conditionnelle $u(X)$. On a ensuite déterminé la forme de non-linéarité de $u(X)$ moyennant une mesure de distance. Cette mesure a servi à observer la corrélation entre k variables pour lesquelles la linéarité s'avère douteuse.

3.2 Inférence sur la fonction d'espérance conditionnelle

Notre tâche consiste à estimer les paramètres des équations (3.1) et (3.5). On procède par la méthode du maximum de vraisemblance pour trouver le vecteur des paramètres $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta, g', \beta')$. On examine ici l'algorithme pour obtenir un estimateur convergent du vecteur des paramètres de population inconnu β . On évalue la fonction d'espérance conditionnelle $u(X)$, où X est un ensemble fini ayant une dimension $(N \times 1)$. Notons que $X = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N]$, où $\mu \sim N(\beta_0, P_0)$ est un vecteur qui contient $(N \times 1)$ éléments $u(X)$. $\mu = [u(\mu_1), u(\mu_2), \dots, u(\mu_N)]$ où i -ième élément du paramètre β_0 est donné par $\beta_0 + \beta' \mu_i$. P_0 est donné par $P_0 = \sum_k H_k(h_{ij})$ si $h_{ij} < 1$ et $P_0 = 0$ si $h_{ij} \geq 1$, i et j représentent les lignes et les colonnes. Nous obtenons l'équation transformée suivante :

$$y_t = i_t' \mu + \beta_t \quad (3.7)$$

où i_t est une matrice identité de $(N \times N)$. On doit faire l'inférence pour trouver μ basée sur les observations $Y_t = (y_t, X_t', y_{t|1}, X_{t|1}', \dots, y_1, X_1')$. Après l'étape d'itération i -ème, on obtient la moyenne et la variance de $\mu | Y_{t|1} \sim N(\bar{\mu}_{t|1}, P_{t|1})$. Nous obtenons la distribution suivante :

$$\mu | X_t, Y_{t|1} \sim N(\bar{\mu}_{t|1}, P_{t|1}). \quad (3.8)$$

Selon les équations (3.6) et (3.7), la distribution de l'équation (3.1) est calculée ainsi :

$$y_t | X_t, Y_{t|1} \sim N(i_t' \bar{\mu}_{t|1}, i_t' P_{t|1} i_t + \sigma^2). \quad (3.9)$$

Pour obtenir la forme de la fonction d'espérance conditionnelle $u(X)$, on doit utiliser une méthode du maximum de vraisemblance pour pouvoir estimer les paramètres inconnus $\theta = (\theta_0, \theta_1, \theta, g', \theta)'$. L'itération sur θ_t et P_t nous permet de calculer le logarithme de la fonction de vraisemblance conditionnelle. (Voir Hamilton 2001). Cette équation se formule comme suit :

$$\ln f(y_t | X_t, Y_{t|1}; \theta_0, \theta_1, \theta, g', \theta) = -\frac{1}{2} \ln(2\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \left[(y_t - i_t' \bar{\mu}_{t|1})^2 / (i_t' P_{t|1} i_t + \sigma^2) \right] \quad (3.10)$$

Finalement, on peut estimer la valeur du vecteur des paramètres de population inconnus $\theta = (\theta_0, \theta_1, \theta, g', \theta)'$ en faisant de l'optimisation numérique sur l'équation (3.10).

Connaissant la forme de $u(X)$, on peut construire un modèle qui va tenir compte des non-linéarités présentes dans la relation étudiée. Une fois qu'on a obtenu le vecteur des paramètres de population estimé, on peut maintenant écrire la forme de la fonction d'espérance $u(X)$ en faisant de l'inférence sur la fonction non observée $u(X^*)$. Cette fonction est donnée par :

$$\hat{u}(X^*) = \theta' X^* + q' (P_0 + \sigma^2 I_T)^{-1} (y - X\theta) \quad (3.11)$$

où q est un vecteur $(T \times 1)$, où le t -ième élément est donné par $\sigma^2 H_k(h_t^*)$ pour

$$h_t^* = (1/2) \sum_{i=1}^k g_i^2 = (x_{it} - x_{is})^2 \sum_{i=1}^k \frac{1}{2}. \quad \text{Cet estimateur nous permettra finalement de}$$

construire un modèle qui tient compte de la forme des non-linéarités.

3.3 Test de non-linéarité

L'approche paramétrique d'inférence du modèle non linéaire développée par Hamilton (2001), comporte un grand avantage. En présence des paramètres qui gouvernent les composantes linéaires du modèle, comme β qui évalue le degré de contribution de non-linéarité de la fonction d'espérance conditionnelle à la variable explicative (inflation) et g pondéré qui mesure si cette fonction est linéaire ou non en X , il est possible de développer un test de linéarité. Ce test est fondé sur le principe du multiplicateur de Lagrange qui vérifie l'hypothèse nulle de relation linéaire de la courbe de Phillips contre l'hypothèse alternative de non-linéarité de la relation. Si on ne rejette pas hypothèse nulle $\beta^2 = 0$, la variance de la fonction d'espérance conditionnelle est nulle impliquant que l'équation (3.5) devient $y_t | X_t, Y_{t-1} \sim N(i_t \beta_{t-1}, \beta^2)$, alors que $u(X) = \beta_0 + \beta' X$. L'équation (3.1) de la courbe de Phillips est alors linéaire : $y_t = \beta_0 + \beta' X + B' Z_t + \varepsilon_t$. Le test du type multiplicateur de Lagrange (LM) sur l'hypothèse nulle $\beta^2 = 0$ est donné par :

$$N_T = [\hat{\varepsilon}' H_T \hat{\varepsilon} - \beta^2 \beta' \beta_T \text{tr}(H_T)] \sqrt{\beta^2} \sqrt{2} \{r(H_T^2) \beta' T \text{tr}(H_T)^2\}^{1/2} \quad (3.12)$$

où $\hat{\varepsilon} = y - X\hat{\beta}$, $\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'y$, et $\beta^2 = T^{-1} \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}$. Considérons que H_T est une matrice positive semi-définie ($T \times T$) où l'élément de la ligne t , colonne s , et les unités des éléments diagonaux. La matrice est formulée de la façon suivante :

$$H_k \left[(1/2) \left\{ g_1^2(x_{1t} - x_{1s}) + g_2^2(x_{2t} - x_{2s}) + \dots + g_k^2(x_{kt} - x_{ks}) \right\} \right] \quad (3.13)$$

Si la valeur h est plus grande que 1, $H_k(\cdot)$ est égale à zéro. Pour construire la matrice (3.13), on doit isoler le paramètre pondéré g_i sur l'équation (3.5). Ce qui donne :

$$g_i = 2 \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_{it} - x_{is})^2 \right]^{1/2} \quad (2.14)$$

L'étape suivante consiste à faire la régression par MCO de y_t sur X_t et Z_t , nous obtenons ensuite le vecteur des résidus estimés et la variance estimée de la régression (β^2), puis

nous calculons une matrice de projection $M = I_T - X(X'X)^{-1}X'$. Finalement, nous calculons la valeur de V^2 pour faire le test.

$$V^2 = \frac{[Y'HY - n^2 \text{tr}(MHM)]}{[n^4 \{ \text{tr}(MHM - (T - k - 1)^{-1} \text{Mtr}(MHM))^2 \}]} \quad (2.14)$$

Si $V^2 \leq 3.84$ (valeur critique), on rejette l'hypothèse nulle de linéarité à 5%.

CHAPITRE IV

SPÉCIFICATION DE LA COURBE DE PHILLIPS

4.1 Modèle théorique de la courbe de Phillips

Considérons une représentation simple de la courbe de Phillips pour l'inflation en différence :

$$\Delta\pi_{t+1} = u + \sum_{i=0}^m \alpha_i \cdot (U_i - \bar{U}) + \sum_{j=0}^n \beta_j \cdot \Delta\pi_{t-j} + \varepsilon_{t+1} \quad (4.1)$$

où u est une constante, \bar{U} est le NAIRU, U correspond au taux de chômage, et $\Delta\pi$ représente le taux de variation de l'inflation. Puisque $\Delta\pi_{t+1}$ est centrée à zéro, $U_i - \bar{U}$ et $\Delta\pi_{t+1}$ sont centrées à zéro. Alors, $u = 0$. Prenons l'équation de régression suivante :

$$\Delta\pi_{t+1} = C + \sum_{i=0}^m \alpha_i \cdot U_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \cdot \Delta\pi_{t-j} + \varepsilon_{t+1} \quad (4.2)$$

En comparant (4.1) et (4.2), on obtient donc :

$$C = \sum_{i=0}^m \alpha_i \cdot \bar{U}$$

Cela donne une estimation du NAIRU comme étant :

$$\bar{U} = \hat{C} / \sum_{i=0}^m \hat{\alpha}_i.$$

Le NAIRU est le taux de chômage qui ne crée pas de pression à la baisse ou à la hausse sur l'inflation. Pour nous aider à mieux saisir l'identité du NAIRU, la figure 4.1 ci-dessous présente résultat d'une implication de la convexité de la courbe de Phillips. La différence entre le NAIRU et TNC (Taux de chômage naturel) existe si la forme de la courbe de Phillips est non linéaire; elle est convexe si le NAIRU est plus petit que le TNC et concave si le NAIRU est plus grand que le TNC. Par exemple, la Banque Centrale vise un taux d'inflation annuel de 2% pour un niveau de chômage au point NAIRU. À ce point, le taux d'inflation est situé dans la fourchette cible entre 1% et 3%, avec un niveau de chômage de l'ordre de U_1 et U_2 . Si le taux de chômage observé se situe au-delà du point NAIRU, cela crée une pression à la baisse (hausse) du taux d'inflation. C'est seulement au point NAIRU qu'aucune pression ne s'exerce sur l'inflation, ce qui, à ce point, correspond au taux d'inflation cible.

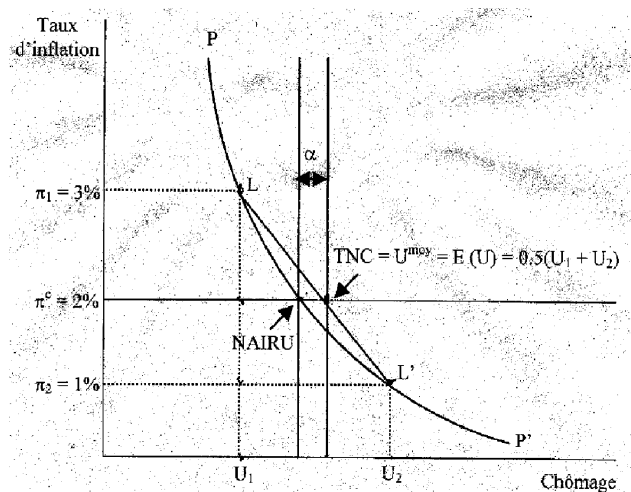


Figure 4.1 La convexité de la courbe Phillips

Fauvel, Guay, Paquet (2001) et plusieurs autres chercheurs comme Staiger, Stock et Watson (1997) ont montré que la variable NAIRU est généralement difficile à estimer. Il n'y a présentement aucune méthodologie faisant l'unanimité qui permet d'obtenir le NAIRU avec le plus de certitude et de précision possible, les résultats de cette dernière varient d'un chercheur à l'autre. Dans cet ouvrage, la variable NAIRU est donc considérée constante.

4.2 Spécification de la courbe de Phillips

Nous cherchons dans ce travail empirique à modéliser le comportement de l'inflation des prix et de l'inflation salariale au Canada pour la période de 1976 à 2001. Chacune de ces variables dépend d'une constante, d'une tendance déterministe, du chômage, du taux de variation du chômage, des retards de l'inflation des prix pour l'équation (4.3) et des retards du taux de variation d'inflation salariale pour l'équation (4.4), et la première différence du taux de change et la première différence du prix des biens importés. Ces dernières sont considérées comme étant un vecteur des variables exogènes. Chaque équation se décline sous cette forme :

$$\pi_{t+1} = \pi_{00} + \pi_{01}t + \pi_{0u}u_t + \pi_{0u}(L)\pi u_t + \pi_{0\pi}(L)\pi_t + \pi_{0z}Z_t + \pi_{0\pi+1} \quad (4.3)$$

$$\pi^2 w_{t+1} = \pi_{w0} + \pi_{w1}t + \pi_{wu}u_t + \pi_{wu}(L)\pi u_t + \pi_{w\pi}(L)\pi\pi_t + \pi_{ww}(L)\pi^2 w_t + \pi_{w\pi+1} \quad (4.4)$$

où π_{t+1} et $\pi^2 w_{t+1}$ représentent l'inflation des prix et le taux de variation de l'inflation salariale en $(t+1)$. Cette modélisation a pour but de prévenir l'introduction des biais de simultanéité. Chaque équation comprend une constante et une tendance déterministe. Où (L) , u_t , πu_t , et Z_t représentent le polynôme des retards, le chômage, le taux de variation du chômage et le vecteur des variables exogènes, et $\pi_{t+1} \sim^{iid} N(0, \pi^2)$. Il est important de noter que le processus dynamique de chaque variable explicative utilisée dans la présentation des modèles généraux de la courbe de Phillips (4.3) et (4.4) ci-dessus a été sélectionné. On a estimé ces équations par une méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Par la suite, on s'est servi des valeurs du critère Akaike pour prédéterminer le nombre de retards de ces dernières et on a utilisé les probabilités statistiques pour déterminer leur significativité. Une fois complétée la sélection des variables explicatives, les prochaines étapes seraient d'effectuer les tests de normalité, LM d'autocorrélation, et ARCH d'hétéroscédasticité des résidus. Si les résultats de ces tests indiquent qu'on rejette l'hypothèse nulle, notre modèle est mal spécifié. Les résultats inverses indiquent que le modèle est bien spécifié. Enfin, les variables retenues d'un modèle bien spécifié serviraient à modéliser l'approche paramétrique flexible de James Hamilton (2001). Par exemple, pour l'équation de la courbe de Phillips (4.3), le chômage et ses retards, et les retards d'inflation sont considérés comme les variables explicatives pour lesquelles il y a doute sur la linéarité. L'approche paramétrique flexible a

pour objet de caractériser la fonction non observable $u(X)$, où X est un vecteur qui contient ces dernières. La première différence du taux de change et la première différence du prix relatif des biens importés sont utilisées comme vecteur des variables exogènes pour lesquelles il n'y a pas de doute sur la linéarité.

4.3 Les données

La fréquence des séries chronologiques désaisonnalisées utilisée dans ce mémoire est trimestrielle, elles débutent de la période allant du premier trimestre 1976 au quatrième trimestre 2001. Elles proviennent de (<http://cansim2.statcan.ca>).

Le taux d'inflation est mesuré par la première différence du logarithme de l'indice des prix du PIB. Ce dernier représente le rapport entre le PIB nominal et le PIB réel. On constate de façon visuelle, à la figure C.1 de l'annexe C, que l'inflation mesurée par cette méthode est très différente que celle basée sur l'IPC. Tout d'abord, l'inflation fluctuait entre 0% et 3% dans l'intervalle de 1976 à 1996 et elle devenait négative pour quelques temps après 1996.

Le taux de chômage est celui de la population civile totale de 16 ans et plus. La série est présentée à la figure C.2 de l'annexe C. On observe clairement deux périodes du taux de chômage élevé au pays après les deux récessions des années 80 et 90.

Le taux d'inflation salariale présenté à la figure C.3 de l'annexe C est celui de la compensation par heure qui exclut le secteur agricole. Ce taux est mesuré par la première différence du logarithme du salaire nominal. On constate deux chutes importantes du niveau de salaire nominal après la récession de 1980 et celle de 1990. De façon visuelle, cette série semble fluctuer autour d'une constante dans le temps.

Le taux de variation du taux de change, à la figure C.5 en annexe C, est celui de la première différence du logarithme du taux de change nominal du dollar américain mesuré par rapport à une unité du dollar canadien.

Le taux de variation du niveau des prix des biens importés, à la figure C.6 dans l'annexe C, est mesuré par la première différence du logarithme du niveau des prix des biens importés au pays. C'est une série qui ressemble un peu au comportement dynamique du taux de variation du taux de change. Elle fluctue autour d'une constante et elle est très volatile dans le temps.

La stationnarité des variables utilisées pour spécifier la courbe de Phillips est un pré-requis pour l'application de la méthode des MCO et de l'approche flexible de Hamilton (2001).

On utilise un test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) sur chacune des variables pour déterminer si elles sont stationnaires. On commence le test avec le plus de retards possibles, soit 15 retards. On retranche de façon déductible jusqu'au dernier retard pour lequel la probabilité (P-value) est statistiquement significative. On teste également, en utilisant un test « Student's », la significativité de la présence d'une constante et d'une tendance déterministe dans le processus dynamique de chaque série.

Les statistiques ADF en valeur absolue pour l'inflation (π), la deuxième différence du salaire nominal ($\Delta^2 w$) et la première différence du taux de change (ΔZ_{\square}) sont plus grandes que les valeurs critiques respectives 1%, 5%, 10%. On rejette donc l'hypothèse nulle de racine unitaire pour ces variables. Sauf pour le chômage (μ), et le taux de variation du taux de change (ΔZ_p), on rejette à 5% et 10%, mais on ne rejette pas à 1%. La série d'inflation salariale (Δw) n'est pas stationnaire pour la statistique ADF en valeur absolue inférieure à 1%, 5% et 10%. Les chiffres foncés au tableau C.1 dans l'annexe C indiquent que la présence d'une constante et d'une tendance est statistiquement significative pour chaque série.

CHAPITRE V

INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

L'équation générale estimée (4.3) présentée dans l'annexe D au tableau D.1 comprend une constante et une tendance déterministe. Elles sont toutes deux significatives. L'échantillon étudié va du premier trimestre 1976 au quatrième trimestre 2001. La variable du chômage retardé d'une période est statistiquement significative, elle a un coefficient estimé négatif qui explique en partie l'inflation. Ce résultat correspond à la théorie économique de la courbe de Phillips selon laquelle une hausse, par exemple, du taux de chômage provoque une baisse du taux d'inflation. Cette diminution est due à la pression à la baisse de la demande des biens et services. Alors que la situation inverse se produit lorsque le taux de chômage est en baisse. La variable d'inflation retardée d'une période correspond à la première différence du logarithme de l'indice des prix du PIB, elle est statistiquement significative et explique positivement les fluctuations d'inflation anticipée. Le taux de variation du taux de change et du niveau des prix des biens importés ne sont pas significatifs dans l'explication de l'inflation anticipée canadienne.

Les résultats du test de normalité des résidus, présentés sur la figure D.1 à l'annexe D, indiquent qu'ils sont normalement distribués. Les résultats des tests statistiques LM d'autocorrélation et ARCH d'hétéroscédasticité des résidus estimés concluent qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle. Leurs probabilités (P-values) du sixième au premier retard sont supérieures à un niveau de significativité de 5 %. On conclue donc que les résidus estimés ne sont pas corrélés entre eux et que leur variance conditionnelle demeure constante dans le temps.

L'étape suivante est la sélection des variables pour lesquelles il y a doute sur la linéarité. Ces variables se trouveront dans la fonction non observable $u(X)$, où X est un vecteur des

variables sélectionnées. Donc, pour l'équation générale de la courbe de Phillips (4.3), la tendance déterministe, le chômage et l'inflation d'une période passée forment le vecteur X . Alors que les variables du taux de change en première différence (Z) et du taux de variation des prix des biens importés (PI) ne peuvent pas être représentées comme les variables exogènes, puisqu'elles ne sont statistiquement pas significatives.

Les résultats du test de linéarité contre l'hypothèse alternative de non-linéarité présentés au tableau D.4 en annexe C, pour l'inflation, concluent qu'on rejette l'hypothèse nulle de linéarité. En effet, sa probabilité (P-value) est statistiquement significative à un niveau de 5%. Alors que la tendance déterministe et le taux de chômage ne le sont pas. L'implication du taux d'inflation vient donc renforcer l'hypothèse de non-linéarité de la courbe de Phillips (4.3).

Quant aux résultats d'estimation de l'équation générale de la courbe de Phillips (4.4), au tableau D.5, pour un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%, la tendance n'est pas statistiquement significative dans l'équation de l'inflation salariale. Par contre, le chômage en $(t-2)$ a une relation positive avec la variation de l'inflation salariale anticipée en période $(t+1)$, puisqu'on anticipe vraisemblablement une reprise économique aux prochaines périodes. La variable inflationniste (π) n'est pas significative dans cette équation. Par contre, le taux de variation d'inflation en (t) et le taux d'inflation salariale en (t) sont statistiquement significatifs. Tous deux ont une relation négative avec la variation salariale anticipée, elle peut être expliquée par le fait qu'un niveau élevé d'inflation des prix (π) et d'inflation salariale indique une surchauffe de l'économie pour la présente période. La crainte d'une récession à moyen terme entraînera une diminution anticipée du niveau de salaire nominal.

Les résultats du test de normalité des résidus, présentés sur la figure D.2 à l'annexe D, indiquent qu'ils sont normalement distribués. Les résultats du test statistique, aux tableaux D.6 et D.7 en annexe C, du sixième au premier retard ne révèlent aucune corrélation entre les résidus dans le temps. Par contre, leur variance est corrélée. À cause de l'évidence d'hétéroscédasticité des résidus, selon Fauvel, Guay et Paquet (2001) on doit utiliser

l'estimateur de matrice variance-covariance hétéroscéastité-convergence pour les estimations et les tests.

Les résultats du test de linéarité pour l'équation de l'inflation salariale (4.4) présentés au tableau D.8 en annexe D, pour toutes les variables, le taux de chômage, le taux de variation d'inflation, et le taux de variation d'inflation salariale, concluent qu'on ne rejette pas l'hypothèse nulle de linéarité.

CONCLUSION

La courbe de Phillips, depuis son apparition dans *Econometrica* en 1958, est devenue rapidement un outil par excellence pour prévoir l'inflation. Elle repose essentiellement sur l'hypothèse d'une relation négative entre l'inflation et le chômage. Cet argument économique ne se raisonne plus de la même façon dans les économies nord-américaines et les autres économies du monde industrialisés depuis quelques décennies, puisque la période des années 70 s'est caractérisée par une inflation élevée et un taux de chômage également élevé, alors que celle des années 90 est caractérisée par une inflation basse et stable et un taux de chômage faible.

Plusieurs chercheurs ont tenté d'expliquer ce phénomène en identifiant la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips. Jusqu'à récemment, les résultats de ces recherches n'ont expliqué que leurs divergences et ont été au centre des débats des différents courants économiques. Les défenseurs du premier courant, Robert Gordon (1997) et certains économistes de la Réserve Fédérale américaine, dont Tootell (1998) et Fuhrer (1995) ont essayé de démontrer que la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips est linéaire. Ceux du deuxième courant, Clark, Laxton et Rose (1996), Debelle et Laxton (1997) ont obtenu une courbe de Phillips convexe pour le cas américain. Dupasquier et Ricketts (1998) sont arrivés à la même conclusion pour la courbe de Phillips dans le cas canadien. Le troisième courant a conclu que celle-ci est concave. Finalement, Fillion et Léonard (1997), dans l'étude de la courbe de Phillips canadienne, sont parvenus à la conclusion que la courbe de Phillips se caractérise mieux par un modèle à changements de régime. Mais l'idée de plus en plus répandue, parmi les chercheurs, pour expliquer ce phénomène suggère que la courbe de Phillips est non linéaire. L'objectif visé par ce mémoire était de déterminer la forme fonctionnelle de la courbe de Phillips dans le cas canadien pour la période d'études allant du premier trimestre 1976 au quatrième trimestre 2001. Étant donné l'intégration économique entre les deux pays, il est également intéressant de savoir si les résultats de notre étude seraient sensiblement les mêmes que celle de Fauvel, Guay et Paquet (2001) pour la courbe de Phillips appliquée au

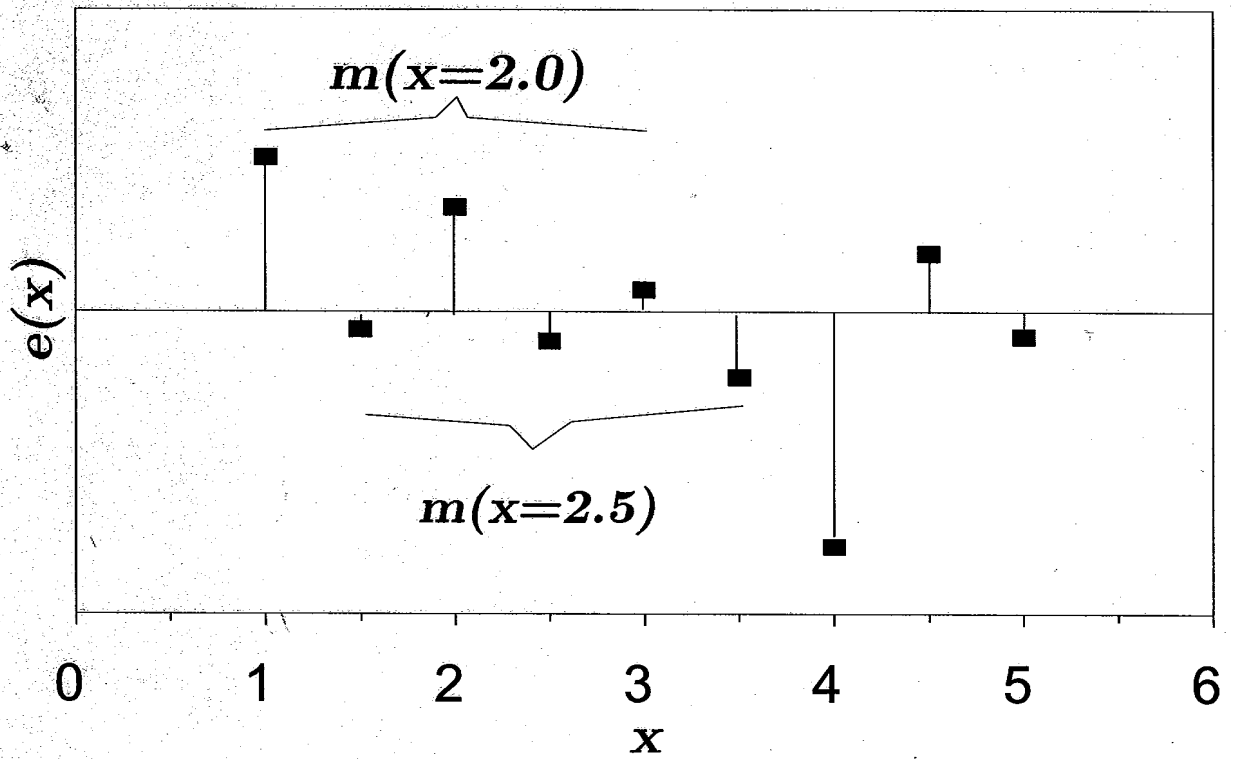
cas américain. Si ces différences existent, c'est probablement parce que la période d'étude diffère pour chacun des pays.

L'avantage de la nouvelle approche paramétrique flexible développée par Hamilton (2001) repose sur l'hypothèse qu'on n'impose pas la forme fonctionnelle au départ et que ce sont les données qui la détermineront. Pour le faire, on utilise un modèle de régression $y_t = u(x_t) + \varepsilon_t$, où $u(\cdot)$ est une forme fonctionnelle inconnue. Pour caractériser celle-ci, on doit utiliser les données empiriques pour lesquelles la linéarité suscite un doute.

Les résultats d'application de l'approche flexible à l'équation de l'inflation des prix (4.3) de la courbe de Phillips appliquée au Canada ont démontré des signes de non-linéarité. Cette relation non linéaire trouve sa source dans le processus autorégressif du taux d'inflation. Cette conclusion vient donc renforcer l'hypothèse d'impact asymétrique du taux d'inflation depuis 1976. Par conséquent, l'équation de l'inflation salariale (4.4) de la courbe de Phillips est linéaire.

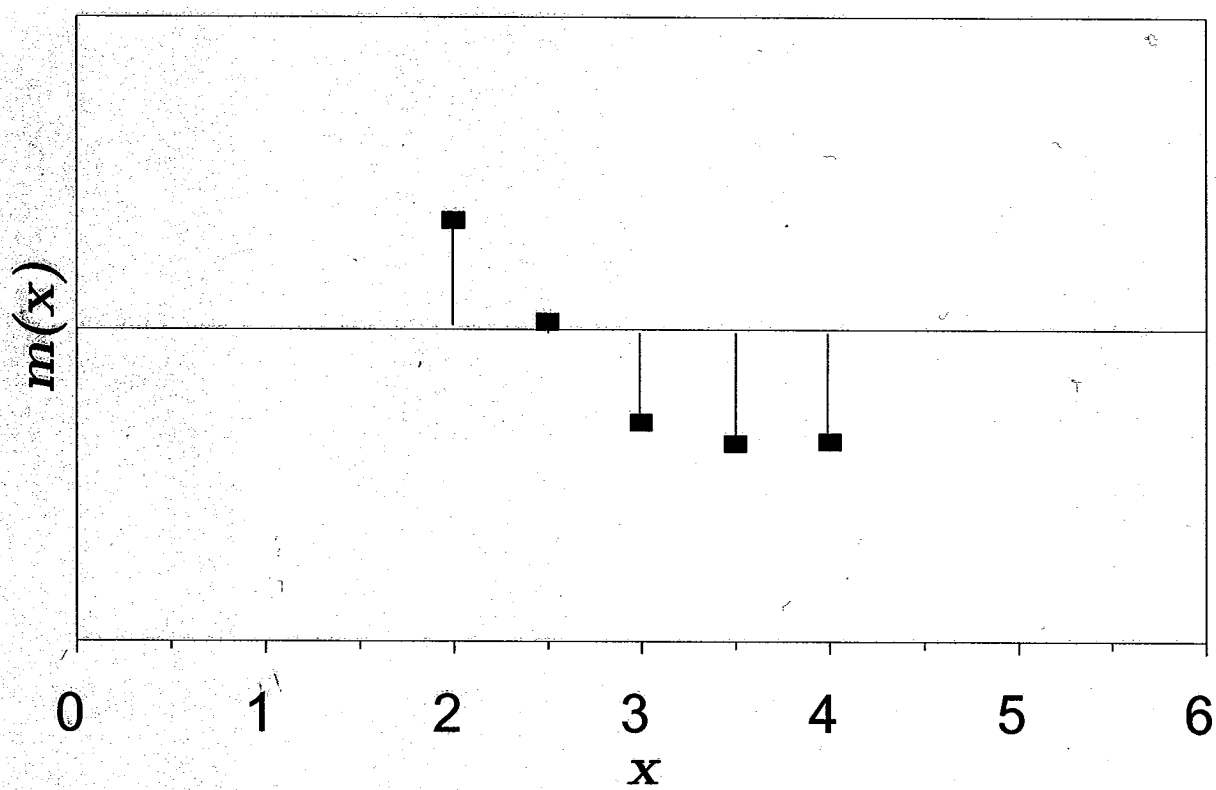
ANNEXE A

Figure A.1 Construction de la variable aléatoire $m_N(x_i)$ qui est proportionnelle à la variable normale $e(X)$. Chaque point de x (variable observable) est généré par $e(X)$. Cette constante proportionnalité assure la variable aléatoire $m_N(x_i) \sim N(0,1)$.



Source : Hamilton (2001).

Figure A.2 Chaque point de X est distribué autour de la moyenne de celui de la variable aléatoire $m_N(x_i)$.



Source : Hamilton (2001).

ANNEXE B

Tableau B.1 Équations de covariance $H_k(h)$

Corrélation entre les variables aléatoires $u(x_t)$ et $u(x_s)$ en fonction de k (nombre de variables explicatives) et h (la distance donnée par $H_{12} = \left[\sum_{i=1}^k g_i^2 (x_{it} - x_{is})^2 \right]^{1/2}$), lorsque $0 \leq h \leq 1$.

k	$H_k(h) = \text{Corr}(u(x_t), u(x_s))$
1	$1-h$
2	$1 - (2/\pi) \left[h(1-h^2)^{1/2} + \sin^{-1}(h) \right]$
3	$1 - (3h/2) + (h^3/2)$
4	$1 - (2/\pi) \left[(2/3)h(1-h^2)^{3/2} + h(1-h^2)^{1/2} + \sin^{-1}(h) \right]$
5	$1 - (3/2)h + (h^3/2) - (3h/8)(1-h^2)^2$

Note : Pour tout k , la corrélation est égale à l'unité quand $h=0$ et égale à zéro quand $h \geq 1$.

Source : Hamilton (2001)

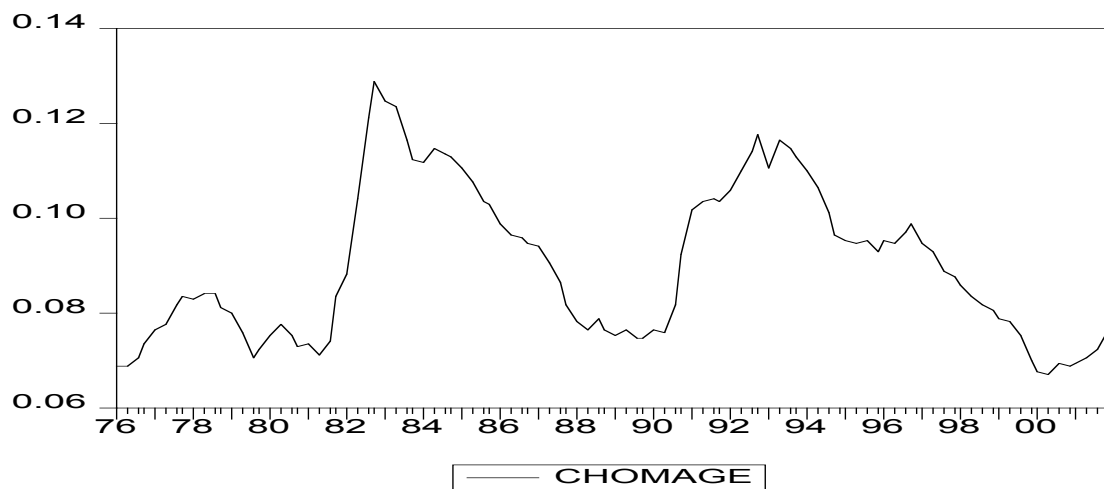
ANNEXE C

Figure C.1 Taux d'inflation (Première différence du logarithme du PIB déflateur).
Fréquence trimestrielle allant de 1976Q1 à 2001Q4.



Source : Statistique Canada.

Figure C.2 Taux de chômage de la population active 16 ans et plus non désaisonnalisé.
Fréquence trimestrielle allant de 1976Q1 à 2001Q4.



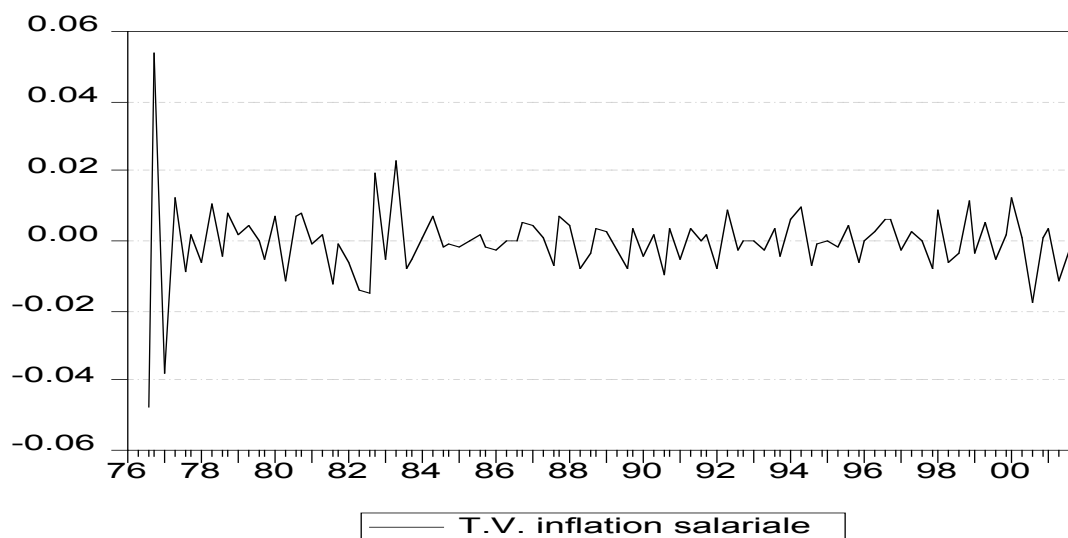
Source : Statistique Canada.

Figure C.3 Taux d'inflation du salaire nominal (Compensation par heure excluant le secteur agricole). Fréquence trimestrielle allant de 1976Q1 à 2001Q4.



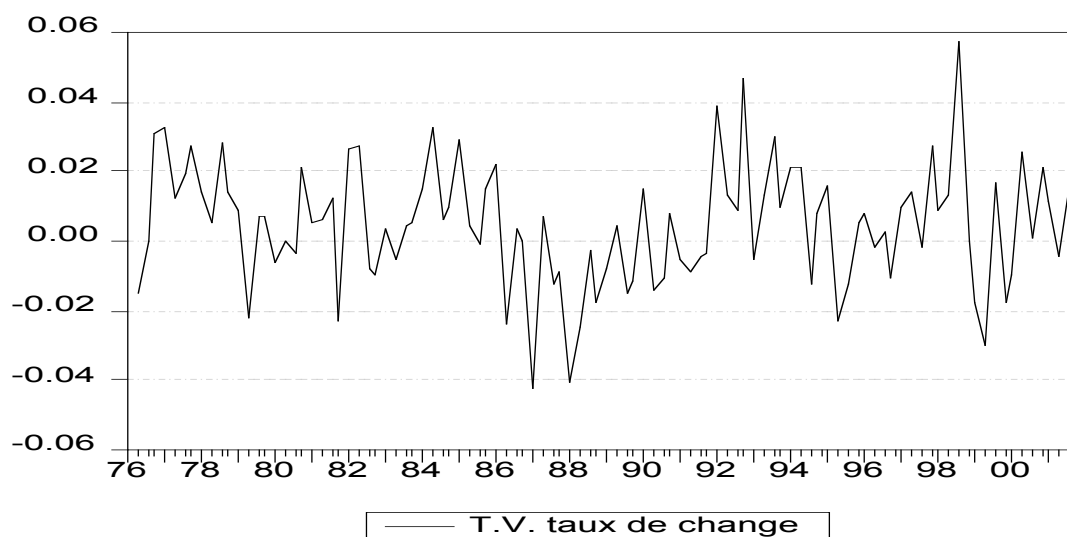
Source : Statistique Canada.

Figure C.4 Taux de variation d'inflation salariale (Inflation salariale en différence).



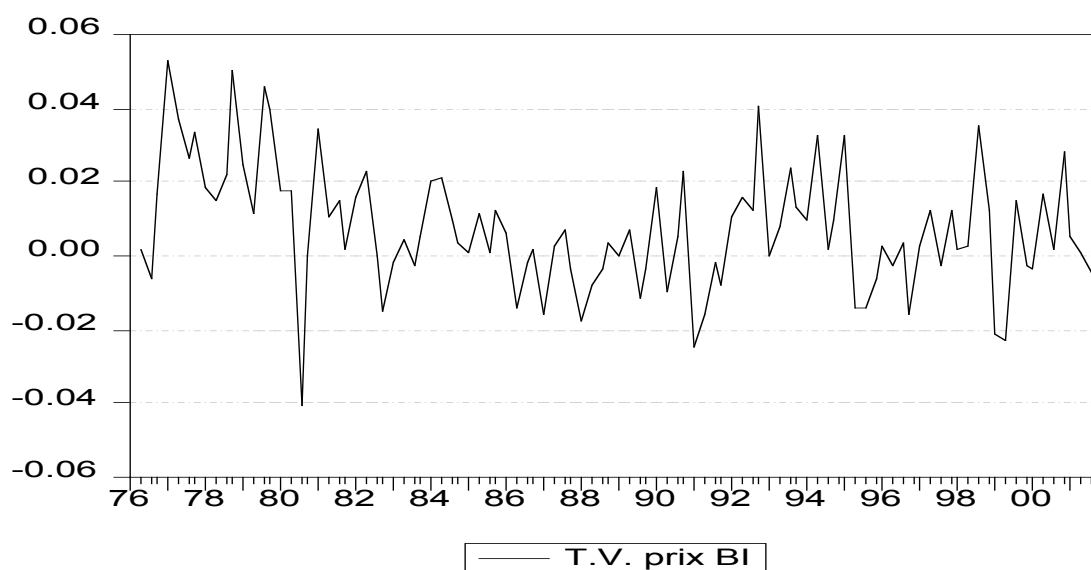
Source : Statistique Canada.

Figure C.5 Taux de variation du taux de change. Fréquence trimestrielle allant de 1976Q1 à 2001Q4.



Source : Statistique Canada.

Figure C.6 Taux de variation du prix des biens importés. Fréquence trimestrielle allant de 1976Q1 à 2001Q4.



Source : Statistique Canada.

Tableau C.1 Tests de racine unitaire (ADF)

Retards des variables	P-values	Constant t-stat	Tendance t-stat	ADF stat.	1%	5%	10%
$_ (8)$	0.0012	4.1216	-4.0617	-4.2888	-4.0586	-3.4576	-3.1545
$\mu (8)$	0.0002	3.4219	***	-3.4684	-3.5000	-2.8918	-2.5827
$\square w (7)$	0.0235	1.3466	***	-1.6483	-3.5000	-2.8918	-2.5827
$\square^2 w (6)$	0.0087	-0.2731	***	-5.6476	-3.5000	-2.8918	-2.5827
$Z_{\square}(2)$	0.0003	1.3130	***	-3.4824	-3.4965	-2.8903	-2.5819
$Z_p (4)$	0.0397	1.3763	***	-3.0576	-3.4979	-2.8909	-2.5822

*** Indique que la tendance n'est pas significative dans le processus dynamique de la série.

Si la constante n'est pas significative, on doit quand même l'inclure dans le test pour éviter d'obtenir la moyenne nulle lorsque la série suit un processus MA négative et pour capter l'effet initial de la série.

Voir les tableaux C.2 au C.9 pour plus de détails sur les tests de racine unitaire.

Tableau C.2 Test de racine unitaire pour l'inflation :

Test avec une constante

# lags	Last-lag	Constant	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
	P-val.	t-stat.		1%	5%	10%
0	NA	0.1782	-5.1913	-3.4952	-2.8897	-2.5816
1	0.7146	0.1197	-4.3832	-3.4959	-2.8900	-2.5818
2	0.5057	0.0733	-4.2533	-3.4965	-2.8903	-2.5819
3	0.1834	0.0229	-4.4507	-3.4972	-2.8906	-2.5821
4	0.9480	0.0530	-3.9505	-3.4979	-2.8909	-2.5822
5	0.1969	-0.0377	-3.1863	-3.4986	-2.8912	-2.5824
6	0.9771	-0.0452	-2.9952	-3.4993	-2.8915	-2.5826
7	0.1205	0.0263	-3.2834	-3.5000	-2.8918	-2.5827
8	0.4099	-0.0449	-2.8327	-3.5007	-2.8922	-2.5829
9	0.8271	-0.0285	-2.5992	-3.5015	-2.8925	-2.5831
10	0.2149	0.0534	-2.7950	-3.5023	-2.8928	-2.5833
11	0.0005	0.1265	-3.9292	-3.5031	-2.8932	-2.5834
12	0.4673	0.2252	-3.2481	-3.5039	-2.8936	-2.5836
13	0.4107	0.2655	-2.7434	-3.5047	-2.8939	-2.5838
14	0.1986	0.1297	-2.9872	-3.5055	-2.8943	-2.5840
15	0.2248	0.0361	-2.4194	-3.5064	-2.8947	-2.5842

Test avec une constante et une tendance

# lags	Last-lag	Constant	Trend	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
	P-val.	t-stat.	t-stat.		1%	5%	10%
0	NA	4.5376	-3.9030	-5.4808	-4.0503	-3.4539	-3.1523
1	0.0626	3.4969	-3.3184	-3.7487	-4.0512	-3.4543	-3.1526
2	0.2605	2.7101	-2.6588	-2.9833	-4.0521	-3.4548	-3.1528
3	0.9694	2.6570	-2.6472	-2.8527	-4.0530	-3.4552	-3.1531
4	0.6243	2.3564	-2.3836	-2.5647	-4.0540	-3.4557	-3.1534
5	0.1695	2.7228	-2.7338	-2.8687	-4.0550	-3.4561	-3.1536
6	0.8492	2.7350	-2.7701	-2.8279	-4.0560	-3.4566	-3.1539
7	0.0685	3.1875	-3.2007	-3.2731	-4.0570	-3.4571	-3.1542
8	0.0012	4.1216	-4.0617	-4.2888	-4.0580	-3.4576	-3.1545
9	0.7752	3.8149	-3.7936	-3.9670	-4.0591	-3.4581	-3.1548
10	0.4342	3.7133	-3.7001	-3.8973	-4.0602	-3.4586	-3.1551
11	0.8195	3.2224	-3.2377	-3.4256	-4.0613	-3.4591	-3.1554
12	0.1450	2.4145	-2.4586	-2.7550	-4.0625	-3.4597	-3.1557
13	0.3346	2.5754	-2.6140	-2.8716	-4.0636	-3.4602	-3.1560
14	0.8864	2.3494	-2.4296	-2.5734	-4.0648	-3.4608	-3.1564
15	0.5333	2.0227	-2.1537	-2.1898	-4.0661	-3.4614	-3.1567

* La valeur critique de la statistique t pour un niveau de significativité 0,05 est 1,98.

* On rejette l'hypothèse nulle il n'y a pas d'une constante et d'une tendance.

* On rejette l'hypothèse nulle il y a une racine unitaire.

Tableau C.3 Test de racine unitaire pour le chômage :

Test avec une constante

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
				1%	5%	10%
0	NA	2.7978	-2.8623	-3.4946	-2.8895	-2.5815
1	0.8276	2.7009	-2.7423	-3.4952	-2.8897	-2.5816
2	0.0020	1.9147	-1.9382	-3.4959	-2.8900	-2.5818
3	0.0031	1.4179	-1.4298	-3.4965	-2.8903	-2.5819
4	0.0000	4.0677	-4.1333	-3.4972	-2.8906	-2.5821
5	0.0000	2.1704	-2.1968	-3.4979	-2.8909	-2.5822
6	0.9065	2.0611	-2.0869	-3.4986	-2.8912	-2.5824
7	0.1018	2.3310	-2.3654	-3.4993	-2.8915	-2.5826
8	0.0002	3.4219	-3.4684	-3.5000	-2.8918	-2.5827
9	0.0604	2.5995	-2.6298	-3.5007	-2.8922	-2.5829
10	0.7548	2.7308	-2.7472	-3.5015	-2.8925	-2.5831
11	0.5727	2.7866	-2.8020	-3.5023	-2.8928	-2.5833
12	0.6164	2.8385	-2.8516	-3.5031	-2.8932	-2.5834
13	0.1292	2.5374	-2.5341	-3.5039	-2.8936	-2.5836
14	0.7185	2.7596	-2.7422	-3.5047	-2.8939	-2.5838
15	0.8883	2.3718	-2.3680	-3.5055	-2.8943	-2.5840

Test avec une constante et une tendance

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	Trend t-stat.	ADF stat.	non Critical Values		
					1%	5%	10%
0	NA	2.8150	-0.5260	-2.8472	-4.0494	-3.4535	-3.1521
1	0.7953	2.7985	-0.7575	-2.7253	-4.0503	-3.4539	-3.1523
2	0.0016	2.1707	-1.1556	-1.9242	-4.0512	-3.4543	-3.1526
3	0.0018	1.8440	-1.6255	-1.4223	-4.0521	-3.4548	-3.1528
4	0.0000	3.8679	-0.0114	-4.1104	-4.0530	-3.4552	-3.1531
5	0.0000	2.2556	-0.6407	-2.1659	-4.0540	-3.4557	-3.1534
6	0.8312	2.1619	-0.6905	-2.0450	-4.0550	-3.4561	-3.1536
7	0.1209	2.3535	-0.4191	-2.3242	-4.0560	-3.4566	-3.1539
8	0.0002	3.3111	0.0417	-3.4412	-4.0570	-3.4571	-3.1542
9	0.0602	2.5805	-0.2232	-2.5819	-4.0580	-3.4576	-3.1545
10	0.7905	2.7406	-0.3781	-2.6791	-4.0591	-3.4581	-3.1548
11	0.6118	2.7951	-0.3723	-2.7284	-4.0602	-3.4586	-3.1551
12	0.6595	2.8490	-0.3874	-2.7696	-4.0613	-3.4591	-3.1554
13	0.1045	2.6225	-0.8622	-2.3959	-4.0625	-3.4597	-3.1557
14	0.5728	2.9098	-1.2644	-2.5712	-4.0636	-3.4602	-3.1560
15	0.9687	2.5123	-1.0998	-2.2473	-4.0648	-3.4608	-3.1564

* La valeur critique de la statistique t pour un niveau de significativité 0,05 est 1,98.

* On rejette l'hypothèse nulle il n'y a pas de constante et on ne rejette pas l'hypothèse nulle il n'y a pas de tendance.

* On rejette l'hypothèse nulle il y a une racine unitaire.

Tableau C.4 Test de racine unitaire pour l'inflation salariale :

Test avec une constante

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
				1%	5%	10%
0	NA	4.6918	-5.9693	-3.4952	-2.8897	-2.5816
1	0.0000	1.9323	-2.3716	-3.4959	-2.8900	-2.5818
2	0.3241	2.3577	-3.0830	-3.4965	-2.8903	-2.5819
3	0.5038	1.9508	-2.4305	-3.4972	-2.8906	-2.5821
4	0.4603	2.0622	-2.5364	-3.4979	-2.8909	-2.5822
5	0.4384	1.7934	-2.2074	-3.4986	-2.8912	-2.5824
6	0.7882	1.7765	-2.1415	-3.4993	-2.8915	-2.5826
7	0.0235	1.3466	-1.6483	-3.5000	-2.8918	-2.5827
8	0.8934	1.3252	-1.6594	-3.5007	-2.8922	-2.5829
9	0.4300	1.4506	-1.8116	-3.5015	-2.8925	-2.5831
10	0.7734	1.4800	-1.8524	-3.5023	-2.8928	-2.5833
11	0.2109	1.7052	-2.1199	-3.5031	-2.8932	-2.5834
12	0.2645	1.5510	-2.0041	-3.5039	-2.8936	-2.5836
13	0.8791	1.4804	-1.9045	-3.5047	-2.8939	-2.5838
14	0.1860	1.3346	-1.8114	-3.5055	-2.8943	-2.5840
15	0.5128	1.5022	-2.0125	-3.5064	-2.8947	-2.5842

Test avec une constante et une tendance

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	Trend t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
					1%	5%	10%
0	NA	5.0781	-2.9932	-6.8688	-4.0503	-3.4539	-3.1523
1	0.0000	2.6896	-1.9671	-3.0914	-4.0512	-3.4543	-3.1526
2	0.2215	2.5088	-1.5267	-3.4240	-4.0521	-3.4548	-3.1528
3	0.7425	2.4386	-1.6847	-2.9766	-4.0530	-3.4552	-3.1531
4	0.2762	2.6169	-1.8338	-3.1559	-4.0540	-3.4557	-3.1534
5	0.6842	2.4047	-1.7529	-2.8384	-4.0550	-3.4561	-3.1536
6	0.4642	2.5686	-1.9578	-2.9233	-4.0560	-3.4566	-3.1539
7	0.0737	1.8213	-1.3680	-2.1468	-4.0570	-3.4571	-3.1542
8	0.8973	1.6549	-1.2075	-2.0400	-4.0580	-3.4576	-3.1545
9	0.3030	1.7745	-1.2903	-2.2043	-4.0591	-3.4581	-3.1548
10	0.5352	1.8250	-1.3463	-2.2646	-4.0602	-3.4586	-3.1551
11	0.0998	2.1813	-1.6498	-2.6671	-4.0613	-3.4591	-3.1554
12	0.4679	1.6879	-1.2052	-2.2291	-4.0625	-3.4597	-3.1557
13	0.8676	1.6416	-1.1960	-2.1433	-4.0636	-3.4602	-3.1560
14	0.2730	1.1684	-0.7595	-1.7282	-4.0648	-3.4608	-3.1564
15	0.3978	1.2945	-0.8452	-1.9089	-4.0661	-3.4614	-3.1567

* La valeur critique de la statistique t pour un niveau de significativité 0,05 est 1,98.

* On rejette l'hypothèse nulle il n'y a pas d'une constante et une tendance.

* On ne rejette pas l'hypothèse nulle il y a une racine unitaire.

Tableau C.5 Test de racine unitaire pour l'inflation salariale en différence :

Test avec une constante

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
				1%	5%	10%
0	NA	-0.2032	-22.7032	-3.4959	-2.8900	-2.5818
1	0.8372	-0.6074	-8.7734	-3.4965	-2.8903	-2.5819
2	0.1932	-0.3522	-7.2373	-3.4972	-2.8906	-2.5821
3	0.8766	-0.3466	-5.6495	-3.4979	-2.8909	-2.5822
4	0.1856	-0.3422	-5.5591	-3.4986	-2.8912	-2.5824
5	0.8591	-0.2746	-4.8353	-3.4993	-2.8915	-2.5826
6	0.0087	-0.2731	-5.6476	-3.5000	-2.8918	-2.5827
7	0.6904	-0.3510	-4.9528	-3.5007	-2.8922	-2.5829
8	0.6120	-0.3821	-4.0768	-3.5015	-2.8925	-2.5831
9	0.9815	-0.4063	-3.6796	-3.5023	-2.8928	-2.5833
10	0.3752	-0.4484	-3.0545	-3.5031	-2.8932	-2.5834
11	0.1318	-0.5825	-3.4491	-3.5039	-2.8936	-2.5836
12	0.6447	-0.5528	-3.3186	-3.5047	-2.8939	-2.5838
13	0.1091	-0.7130	-3.7373	-3.5055	-2.8943	-2.5840
14	0.6826	-0.7528	-3.2825	-3.5064	-2.8947	-2.5842
15	0.3475	-0.5568	-2.6181	-3.5073	-2.8951	-2.5844

Test avec une constante et une tendance

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	Trend t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
					1%	5%	10%
0	NA	0.1735	-0.3063	-22.5831	-4.0512	-3.4543	-3.1526
1	0.8345	-0.6965	0.4678	-8.7168	-4.0521	-3.4548	-3.1528
2	0.1955	-0.1911	0.0334	-7.1991	-4.0530	-3.4552	-3.1531
3	0.8781	-0.1909	0.0386	-5.6188	-4.0540	-3.4557	-3.1534
4	0.1883	-0.1227	-0.0327	-5.5263	-4.0550	-3.4561	-3.1536
5	0.8668	0.0048	-0.1388	-4.7977	-4.0560	-3.4566	-3.1539
6	0.0092	-0.1902	0.0811	-5.6064	-4.0570	-3.4571	-3.1542
7	0.6827	-0.3751	0.2511	-4.9297	-4.0580	-3.4576	-3.1545
8	0.6228	-0.4586	0.3305	-4.0682	-4.0591	-3.4581	-3.1548
9	0.9623	-0.5104	0.3780	-3.6795	-4.0602	-3.4586	-3.1551
10	0.3930	-0.5753	0.4324	-3.0692	-4.0613	-3.4591	-3.1554
11	0.1248	-0.8776	0.7057	-3.5048	-4.0625	-3.4597	-3.1557
12	0.6221	-0.8406	0.6801	-3.3745	-4.0636	-3.4602	-3.1560
13	0.1030	-1.1127	0.9105	-3.8378	-4.0648	-3.4608	-3.1564
14	0.7371	-1.2373	1.0315	-3.4307	-4.0661	-3.4614	-3.1567
15	0.3678	-0.9288	0.7807	-2.7228	-4.0673	-3.4620	-3.1570

* La valeur critique de la statistique t pour un niveau de significativité 0,05 est 1,98.

* On ne rejette pas l'hypothèse nulle il n'y a pas d'une constante et une tendance.

* On rejette l'hypothèse nulle il y a une racine unitaire.

Tableau C.6 Test de racine unitaire pour le taux de change :

Test avec une constante

# lags	Last-lag	Constant	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
	P-val.	t-stat.		1%	5%	10%
0	NA	0.9847	-0.7180	-3.4946	-2.8895	-2.5815
1	0.1155	1.2817	-1.0505	-3.4952	-2.8897	-2.5816
2	0.7153	1.3411	-1.1233	-3.4959	-2.8900	-2.5818
3	0.0003	1.4480	-1.3099	-3.4965	-2.8903	-2.5819
4	0.7181	1.0757	-0.9485	-3.4972	-2.8906	-2.5821
5	0.7595	1.0550	-0.9368	-3.4979	-2.8909	-2.5822
6	0.3301	0.8934	-0.7676	-3.4986	-2.8912	-2.5824
7	0.9828	0.7913	-0.6722	-3.4993	-2.8915	-2.5826
8	0.4193	0.6585	-0.5332	-3.5000	-2.8918	-2.5827
9	0.5142	0.8030	-0.6893	-3.5007	-2.8922	-2.5829
10	0.3645	0.4886	-0.3707	-3.5015	-2.8925	-2.5831
11	0.8592	0.4658	-0.3560	-3.5023	-2.8928	-2.5833
12	0.4509	0.2454	-0.1290	-3.5031	-2.8932	-2.5834
13	0.6597	0.4950	-0.3657	-3.5039	-2.8936	-2.5836
14	0.0466	0.5997	-0.5000	-3.5047	-2.8939	-2.5838
15	0.4786	0.5637	-0.4769	-3.5055	-2.8943	-2.5840

Test avec une constante et une tendance

# lags	Last-lag	Constant	Trend	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
	P-val.	t-stat.	t-stat.		1%	5%	10%
0	NA	1.4880	1.1180	-1.3256	-4.0494	-3.4535	-3.1521
1	0.0869	1.8363	1.3107	-1.6815	-4.0503	-3.4539	-3.1523
2	0.5883	1.9162	1.3632	-1.7685	-4.0512	-3.4543	-3.1526
3	0.0001	2.4474	1.9981	-2.3939	-4.0521	-3.4548	-3.1528
4	0.9717	2.1527	1.9590	-2.1392	-4.0530	-3.4552	-3.1531
5	0.4777	2.2050	2.0482	-2.2055	-4.0540	-3.4557	-3.1534
6	0.5632	1.9618	1.8662	-1.9569	-4.0550	-3.4561	-3.1536
7	0.6965	1.9142	1.9003	-1.9267	-4.0560	-3.4566	-3.1539
8	0.6476	1.7194	1.7583	-1.7287	-4.0570	-3.4571	-3.1542
9	0.3169	1.9201	1.8908	-1.9317	-4.0580	-3.4576	-3.1545
10	0.5872	1.6084	1.7612	-1.6364	-4.0591	-3.4581	-3.1548
11	0.5859	1.6480	1.8296	-1.6857	-4.0602	-3.4586	-3.1551
12	0.7130	1.4092	1.6987	-1.4496	-4.0613	-3.4591	-3.1554
13	0.9249	1.4658	1.5311	-1.4584	-4.0625	-3.4597	-3.1557
14	0.0200	1.8634	1.9671	-1.8951	-4.0636	-3.4602	-3.1560
15	0.2317	2.0076	2.1873	-2.0650	-4.0648	-3.4608	-3.1564

* La valeur critique de la statistique t pour un niveau de significativité 0,05 est 1,98.

* On ne rejette pas l'hypothèse nulle il n'y a pas d'une constante et on rejette l'hypothèse nulle il n'y a pas de tendance.

* On ne rejette pas l'hypothèse nulle il y a une racine unitaire.

Tableau C.7 Test de racine unitaire pour le taux de change en première différence :

Test avec une constante

# lags	Last-lag	Constant	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
	P-val.	t-stat.		1%	5%	10%
0	NA	2.2591	-8.4164	-3.4952	-2.8897	-2.5816
1	0.6960	2.1135	-6.1046	-3.4959	-2.8900	-2.5818
2	0.0003	1.3130	-3.4824	-3.4965	-2.8903	-2.5819
3	0.6547	1.1899	-3.4799	-3.4972	-2.8906	-2.5821
4	0.7367	1.1042	-3.1459	-3.4979	-2.8909	-2.5822
5	0.2493	1.2066	-3.3568	-3.4986	-2.8912	-2.5824
6	0.9767	1.1563	-3.1735	-3.4993	-2.8915	-2.5826
7	0.4053	1.2340	-3.2621	-3.5000	-2.8918	-2.5827
8	0.8129	1.1908	-2.9269	-3.5007	-2.8922	-2.5829
9	0.2872	1.2632	-3.2059	-3.5015	-2.8925	-2.5831
10	0.7736	1.1698	-2.9253	-3.5023	-2.8928	-2.5833
11	0.4222	1.2617	-3.0395	-3.5031	-2.8932	-2.5834
12	0.6131	1.4512	-2.7987	-3.5039	-2.8936	-2.5836
13	0.0660	1.1418	-2.0767	-3.5047	-2.8939	-2.5838
14	0.6473	1.0365	-1.8775	-3.5055	-2.8943	-2.5840
15	0.3770	1.0739	-2.0658	-3.5064	-2.8947	-2.5842

Test avec une constante et une tendance

# lags	Last-lag	Constant	Trend	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
	P-val.	t-stat.	t-stat.		1%	5%	10%
0	NA	1.4904	-0.4430	-8.3941	-4.0503	-3.4539	-3.1523
1	0.7135	1.4134	-0.4429	-6.0953	-4.0512	-3.4543	-3.1526
2	0.0003	0.6692	-0.0411	-3.4497	-4.0521	-3.4548	-3.1528
3	0.6640	0.3133	0.2894	-3.4098	-4.0530	-3.4552	-3.1531
4	0.7248	0.1956	0.3681	-3.0724	-4.0540	-3.4557	-3.1534
5	0.2596	0.2279	0.3762	-3.2825	-4.0550	-3.4561	-3.1536
6	0.9971	0.1042	0.4786	-3.0894	-4.0560	-3.4566	-3.1539
7	0.4195	0.1186	0.4930	-3.1837	-4.0570	-3.4571	-3.1542
8	0.8076	0.1521	0.4272	-2.8686	-4.0580	-3.4576	-3.1545
9	0.2970	0.0247	0.6000	-3.1428	-4.0591	-3.4581	-3.1548
10	0.7796	-0.0556	0.6414	-2.8842	-4.0602	-3.4586	-3.1551
11	0.4162	-0.0983	0.7333	-3.0194	-4.0613	-3.4591	-3.1554
12	0.6075	0.3022	0.3783	-2.7892	-4.0625	-3.4597	-3.1557
13	0.0639	0.0202	0.5350	-2.0713	-4.0636	-3.4602	-3.1560
14	0.6162	-0.1513	0.6627	-1.8687	-4.0648	-3.4608	-3.1564
15	0.4179	-0.2457	0.7694	-2.0484	-4.0661	-3.4614	-3.1567

* La valeur critique de la statistique t pour un niveau de significativité 0,05 est 1,98.

* On ne rejette pas l'hypothèse nulle il n'y a pas d'une constante et d'une tendance.

* On rejette l'hypothèse nulle il y a une racine unitaire.

Tableau C.8 Test de racine unitaire pour le prix relatif des biens importés :

Test avec une constante

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
				1%	5%	10%
0	NA	3.3810	-2.7554	-3.4946	-2.8895	-2.5815
1	0.0426	3.0485	-2.5978	-3.4952	-2.8897	-2.5816
2	0.3107	3.4352	-2.9682	-3.4959	-2.8900	-2.5818
3	0.0245	3.0579	-2.7404	-3.4965	-2.8903	-2.5819
4	0.1747	2.7265	-2.4053	-3.4972	-2.8906	-2.5821
5	0.1710	2.3064	-2.0611	-3.4979	-2.8909	-2.5822
6	0.7599	2.1933	-1.9585	-3.4986	-2.8912	-2.5824
7	0.2407	2.1780	-1.9313	-3.4993	-2.8915	-2.5826
8	0.4022	2.0594	-1.8542	-3.5000	-2.8918	-2.5827
9	0.1579	1.9435	-1.7854	-3.5007	-2.8922	-2.5829
10	0.6749	1.8749	-1.7179	-3.5015	-2.8925	-2.5831
11	0.8553	1.3383	-1.1787	-3.5023	-2.8928	-2.5833
12	0.1010	1.3320	-1.1317	-3.5031	-2.8932	-2.5834
13	0.7742	1.3969	-1.1985	-3.5039	-2.8936	-2.5836
14	0.5295	1.0009	-0.8186	-3.5047	-2.8939	-2.5838
15	0.4866	0.7679	-0.5623	-3.5055	-2.8943	-2.5840

Test avec une constante et une tendance

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	Trend t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
					1%	5%	10%
0	NA	3.1221	1.5534	-2.5178	-4.0494	-3.4535	-3.1521
1	0.0289	3.3108	1.9472	-2.8362	-4.0503	-3.4539	-3.1523
2	0.4249	3.7073	2.1498	-3.1800	-4.0512	-3.4543	-3.1526
3	0.0117	3.8913	2.5930	-3.5079	-4.0521	-3.4548	-3.1528
4	0.2974	3.3857	2.2392	-3.0296	-4.0530	-3.4552	-3.1531
5	0.0847	3.3484	2.4612	-3.0977	-4.0540	-3.4557	-3.1534
6	0.9142	3.2693	2.4467	-3.0381	-4.0550	-3.4561	-3.1536
7	0.4375	3.0750	2.2380	-2.8279	-4.0560	-3.4566	-3.1539
8	0.2245	3.2482	2.5089	-3.0508	-4.0570	-3.4571	-3.1542
9	0.0484	3.6397	3.0225	-3.5060	-4.0580	-3.4576	-3.1545
10	0.7747	3.6273	3.0521	-3.5009	-4.0591	-3.4581	-3.1548
11	0.6839	3.0004	2.6602	-2.9207	-4.0602	-3.4586	-3.1551
12	0.2612	2.7129	2.3446	-2.6014	-4.0613	-3.4591	-3.1554
13	0.8776	2.8326	2.4436	-2.7171	-4.0625	-3.4597	-3.1557
14	0.2809	2.5787	2.3673	-2.5132	-4.0636	-3.4602	-3.1560
15	0.7914	2.1772	2.0402	-2.1165	-4.0648	-3.4608	-3.1564

* La valeur critique de la statistique t pour un niveau de significativité 0,05 est 1,98.

* On rejette l'hypothèse nulle il n'y a pas d'une constante et d'une tendance.

* on rejette l'hypothèse nulle il y a une racine unitaire à 5% et 10%, mais pas à 1%.

Tableau C.9 Test de racine unitaire pour le prix relatif des biens importés en première différence :

Test avec une constante

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
				1%	5%	10%
0	NA	2.7721	-7.0114	-3.4952	-2.8897	-2.5816
1	0.7726	2.7885	-5.8761	-3.4959	-2.8900	-2.5818
2	0.0044	1.8673	-3.6834	-3.4965	-2.8903	-2.5819
3	0.2720	1.8469	-3.9205	-3.4972	-2.8906	-2.5821
4	0.0397	1.3763	-3.0576	-3.4979	-2.8909	-2.5822
5	0.9527	1.3447	-3.0226	-3.4986	-2.8912	-2.5824
6	0.6844	1.3881	-3.1311	-3.4993	-2.8915	-2.5826
7	0.2262	1.1516	-2.6680	-3.5000	-2.8918	-2.5827
8	0.2042	0.9378	-2.2724	-3.5007	-2.8922	-2.5829
9	0.9701	0.9220	-2.2649	-3.5015	-2.8925	-2.5831
10	0.7543	1.0602	-2.9279	-3.5023	-2.8928	-2.5833
11	0.1480	1.3083	-3.1454	-3.5031	-2.8932	-2.5834
12	0.6879	1.3218	-2.9126	-3.5039	-2.8936	-2.5836
13	0.9208	1.3974	-3.2077	-3.5047	-2.8939	-2.5838
14	0.6034	1.6015	-3.6156	-3.5055	-2.8943	-2.5840
15	0.8377	1.5824	-3.4486	-3.5064	-2.8947	-2.5842

Test avec une constante et une tendance

# lags	Last-lag P-val.	Constant t-stat.	Trend t-stat.	ADF stat.	MacKinnon Critical Values		
					1%	5%	10%
0	NA	3.3209	-2.2491	-7.4965	-4.0503	-3.4539	-3.1523
1	0.4303	3.5824	-2.5465	-6.5472	-4.0512	-3.4543	-3.1526
2	0.0143	2.5336	-1.8871	-4.1787	-4.0521	-3.4548	-3.1528
3	0.1807	2.2549	-1.6037	-4.2533	-4.0530	-3.4552	-3.1531
4	0.0704	1.5186	-1.0328	-3.1813	-4.0540	-3.4557	-3.1534
5	0.8322	1.4052	-0.9310	-3.0916	-4.0550	-3.4561	-3.1536
6	0.5672	1.3733	-0.8879	-3.1514	-4.0560	-3.4566	-3.1539
7	0.2820	1.0684	-0.6665	-2.6322	-4.0570	-3.4571	-3.1542
8	0.2428	0.7930	-0.4651	-2.1846	-4.0580	-3.4576	-3.1545
9	0.9768	0.7164	-0.3945	-2.1391	-4.0591	-3.4581	-3.1548
10	0.7509	0.4653	-0.0701	-2.5450	-4.0602	-3.4586	-3.1551
11	0.1466	0.6837	-0.2065	-2.8303	-4.0613	-3.4591	-3.1554
12	0.6632	0.7789	-0.3055	-2.6977	-4.0625	-3.4597	-3.1557
13	0.9015	0.6566	-0.1509	-2.8814	-4.0636	-3.4602	-3.1560
14	0.6059	0.6257	-0.0412	-3.2136	-4.0648	-3.4608	-3.1564
15	0.8319	0.5112	0.0725	-3.0612	-4.0661	-3.4614	-3.1567

* La valeur critique de la statistique t pour un niveau de significativité 0,05 est 1,98.

ANNEXE D

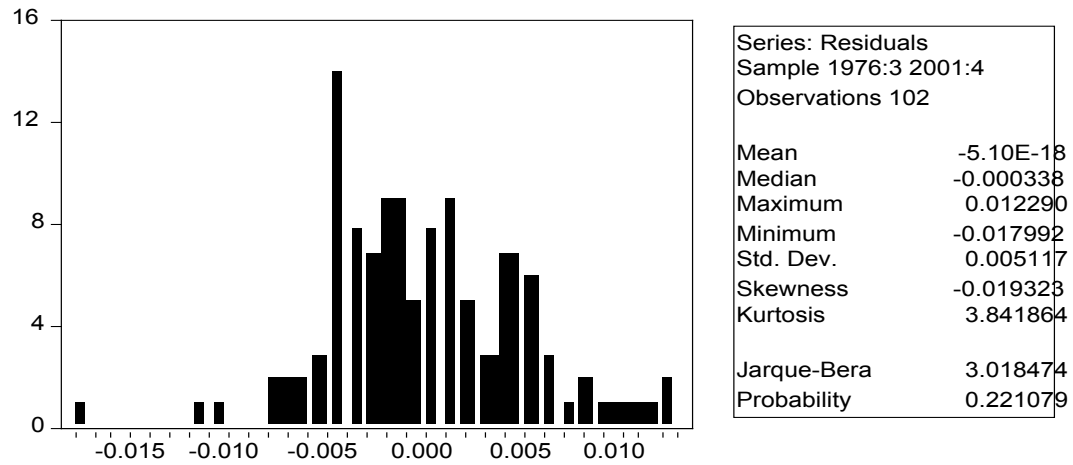
Tableau D.1 Résultats d'estimation de l'équation (4.3)

On obtient une équation estimée de la courbe Phillips à partir d'un modèle générale (4.3) :

$$\pi_{t+1} = \pi_{00} + \pi_{01}t + \pi_{0\mu}u_t + \pi_{0\pi}\pi_t + \pi_{0k+1}$$

Variables	Retards	Coefficients	Écarts types	P-values
Constante	-----	0.021050	0.003970	0.0000
Tendance	-----	-0.000127	2.76 ^E -05	0.0000
μ (chômage)	1	-0.094199	0.034251	0.0071
π (inflation)	1	0.400430	0.096110	0.0001
R ² ajustée	-----	0.659217	-----	-----
Écart type de la régression	-----	0.005176	-----	-----
Somme carrée des résidus	-----	0.005176	-----	-----

Figure D.1 Tests de normalité des résidus



* On ne rejette pas l'hypothèse nulle de normalité des résidus.

Tableau D.2 Test LM d'autocorrélation des résidus

Retards	1	2	3	4	5	6
Statistique F	0.490958	0.259283	0.920077	0.685317	0.787575	0.664768
P-values	0.485195	0.772149	0.434337	0.603894	0.561255	0.678227

Tableau D.3 Test ARCH d'hétéroscédasticité des résidus

retards	1	2	3	4	5	6
Statistique F	0.718461	0.596091	0.469370	0.303834	1.640081	1.543938
P-values	0.398694	0.552967	0.704342	0.874735	0.157375	0.173156

Tableau D.4 Test de linéarité de James Hamilton

Variables	Statistique LM	P-values
Toutes les variables	1.79696610	0.18340389
Tendance	2.69984391	0.10070146
μ (chômage)	0.82583789	0.36347882
π (inflation)	4.95566285	0.02602629

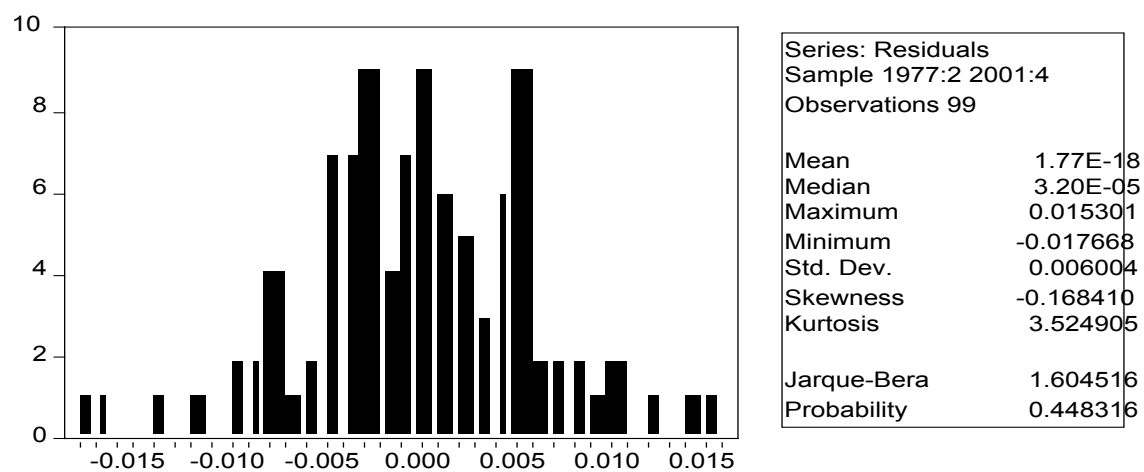
Tableau D.5 Résultats d'estimation de l'équation (4.4)

On obtient une équation estimée de la courbe Phillips à partir d'un modèle générale (4.4) :

$$\pi_t^w = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 u_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \pi_t^w + \alpha_5 \pi_{t+1}^w$$

Variables	Retards	Coefficients	Écarts types	P-values
Constante	-----	-0.008216	0.003873	0.0365
U (chômage)	3	0.087556	0.040329	0.0324
π_{t-1}	1	-0.282691	0.109151	0.0111
π_t^w	1	-0.315002	0.071086	0.0000
R^2 ajustée	-----	0.358629	-----	-----
Écart type de la régression	-----	0.006131	-----	-----
Somme carrée des résidus	-----	0.003533	-----	-----

Figure D.2 Test de normalité des résidus



* On ne rejette pas l'hypothèse nulle de normalité des résidus.

Tableau D.6 Test LM d'autocorrélation des résidus

Retards	1	2	3	4	5	6
Stat. F	0.119701	0.100054	0.107323	0.169959	0.146143	0.207182
P-values	0.730141	0.904887	0.955616	0.953195	0.980707	0.973701

Tableau D.7 Test LM d'hétéroscédascité des résidus

Retards	1	2	3	4	5	6
Stat. F	5.713595	3.943278	3.444285	2.507812	2.057206	1.699226
P-values	0.018786	0.022673	0.019929	0.047442	0.078378	0.130885

Tableau D.8 Test de linéarité de James Hamilton

Variables	Statistique F	P-values
Toutes les variables	0.60966502	0.43491265
u (chômage)	0.07837714	0.77958324
π/π (variation de l'inflation)	1.11958892	0.29034266
πw^2 (variation de l'inflation salariale)	0.73146165	0.39240982

RÉFÉRENCES

- Clark, P. Laxton, D. Rose, D. 1996. « Asymmetry in U.S. Output-Inflation Nexus : Issues and Evidence ». National Bureau of Economic Research.
- Clark, P. Laxton, D. Rose, D. 1995. « Capacity Constraints, Inflation and The Transmission Mechanism : Forward Lookin Versus Myopic Policy Rules ». International Monetary Fund Working Papers : 95/75, page 27.
- Debelle, G. Laxton, D. 1997. « Is the Phillips Curve Really A Curve ? Some Evidence for Canada, The United Kingdom and United States ». International Monetary Fund Staff Papers , pages 249-82.
- Dupasquier, C. et Ricketts, N. 1998. « Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship : Some Empirical Results for Canada ». Document de travail 98-14, Banque du Canada.
- Eliasson, Ann-Charlotte. 1999. « Is the short-run Phillips Curve nonlinear ? Empirical evidence. for Australia, Sweden and the United States ». Document de travail no. 330, Stockholm School of Economics, Suède.
- Eliasson, Ann-Charlotte. 2001. « Inflation Targeting with NAIRU Uncertainty and Endogenous Policy Credibility ». Journal of Economic Research Dynamics and Control; 25, pages 115-48.
- Eisner, R. 1997. « Common Sense Commitment to Full Employment and Activist Fiscal Policy ». National Bureau of Economic Research.
- François, J. et Léonard, A. 1997. « La Courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses ». Document de travail 97-3, Banque du Canada.

Friedman, Milton. 1968. « The Role of Monetary Policy ». American Economic Review, n. 58, p. 1-17.

Fuhrer Jeff, 1995. « Inflation Persistence ». Quarterly Journal of Economic, pages 127-59.

Gordon, Robert J. 1997. « The Time Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy ». Journal of Economic Perspectives, vol. 11, no. 1, p.11-32.

James D. Hamilton 1990. « Analysis of Time Series Subject to Changes In Regime »
Journal of Econometrics 45 (1990), pages 39-70.

James D. Hamilton 2001. « A Parametric Approach To Flexible Nonlinear Inference »
Department of Economics, University of California, San Diego.
From [http: // weber.ucsd.edu/~jhamilto](http://weber.ucsd.edu/~jhamilto).

Laxton, D. Ricketts, N. et Rose, D. (1994). « Incertitude, apprentissage et crédibilité de la politique monétaire » dans le comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix, Banque du Canada.

Laxton, D. Rose, D. Tambakis D. 1999. « U.S. Phillips Curve : The Asymetry ». Journal of Economic Dynamic and Control, pages 1459-85.

Phillips, A.W. 1958. « The Relation Between Unemployment and the rate of Change of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom ». Economica, no. 25, novembre, p.283-299.

Ricketts, N et Rose, D (1995). « Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G-7 Economies », document de travail 95-6, Banque du Canada.

Staiger, D. Stock James H. et Watson Mark W. 2001. « Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s ». National Bureau of Economic Research.

Stiglitz J. 1998. « Price Increasing Subsidies in a Monopolistically Competitive Market ». *Journal of Development Economic*, pages 485-58.

Tootell, Geoffry M. B. 1998. « Globalisation and U.S. Inflation ». Federal Reserve Bank of Boston-New England. *Economic Review* july-aug. 1998, pages 21-33.

William H. Greene. Third Edition « Computation and Optimization ». *Econometric Analysis*. Chapter 5, pages 198-220.

Yvon Fauvel, Alain Guay, Alain Paquet 2001. « What Has the U.S. Phillips Curve Been Up To ? » Centre interuniversitaire de recherches sur les politiques économiques et l'emploi (CIRPÉE).