

Document de travail 97-3/Working Paper 97-3

**La courbe de Phillips au Canada :
un examen de quelques hypothèses**

Jean-François Fillion et André Léonard

Banque du Canada



Bank of Canada

Janvier 1997

La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses

Jean-François Fillion et André Léonard

Département des Recherches

Banque du Canada

Ottawa, Ontario

Canada K1A 0G9

tél. : (613) 782-8532

adresse électronique : jfillion@bank-banque-canada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisées à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

REMERCIEMENTS

Nous remercions Pierre Duguay, David Longworth, Tiff Macklem, Irene Ip, Brian O'Reilly, David Rose et Gerald Stuber pour leurs commentaires, Thérèse Laflèche et Nick Ricketts pour leur aide, et Eddy Cavé pour son travail de correction.

ISSN 1192-5434
ISBN 0-662-81751-1

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Résumé

La présente étude, qui s'inspire de diverses recherches effectuées sur la dynamique des prix au Canada, examine certaines hypothèses susceptibles d'expliquer la piètre qualité des prévisions réalisées récemment à l'aide de la courbe de Phillips traditionnelle. Parmi les explications du problème de sous-estimation de l'inflation que nous considérons, l'hypothèse que le processus de formation des attentes d'inflation a changé au cours des dernières années est celle qui ressort le plus de nos conclusions. Les modifications des attentes ont, selon toute vraisemblance, été influencées par l'évolution de la politique monétaire. Pour tenir compte de cet élément, nous estimons la courbe de Phillips en y incluant quatre régimes autorégressifs déterminés à partir des résultats d'un modèle de Markov à changement de régime. La courbe de Phillips dotée de changements de régime permet de réaliser depuis 1991 des prévisions précises de l'inflation.

Abstract

This study, which draws on a variety of research on price dynamics in Canada, examines some hypotheses that might explain the poor quality of recent inflation forecasts based on the conventional Phillips curve. Among the various explanations we consider for the persistent underestimation of inflation, the one that emerges most clearly from our findings is that the process by which inflation expectations are formed has changed in recent years. Shifts in expectations appear to have been influenced by monetary policy developments. To take account of this factor, we estimate a Phillips curve that incorporates four autoregressive regimes based on the results of a Markov-switching model. We find that when regimes are introduced, the Phillips curve produces accurate forecasts for inflation since 1991.

Table des matières

1	Introduction	1
2	Les résultats de base de la courbe de Phillips à racine unitaire	4
3	L'utilisation de différentes mesures de l'écart de production	7
4	Les résultats de la courbe de Phillips avec changements du processus autorégressif	9
	4.1 Le modèle de Markov à changement de régime	10
	4.2 La courbe de Phillips avec changements du processus autorégressif	11
5	La relation asymétrique entre l'écart de production et l'inflation	15
6	Conclusions	18
	Graphiques	20
	Tableaux	22
	Annexe 1 : Résultats d'estimation du modèle de Markov à changement de régime	25
	Annexe 2 : Deux formulations de l'inflation importée dans la courbe de Phillips	26
	Bibliographie	29

1. Introduction

La courbe de Phillips est une équation simple servant à représenter la relation entre l'inflation et l'écart de production. L'équation peut également comprendre l'influence des attentes d'inflation et celle de l'inflation à l'étranger. Dans la formulation traditionnelle de la courbe de Phillips, l'inflation attendue est basée sur une représentation autorégressive du taux d'inflation, le plus souvent avec une racine unitaire, et la relation entre l'écart de production et l'inflation est linéaire¹. L'équation peut servir à prévoir l'évolution à court terme de l'inflation et peut ainsi constituer un outil de premier plan pour la conduite de la politique monétaire².

Le présent travail est motivé par une observation empirique. Depuis le début des années 90, le taux d'inflation de référence -- qui est calculé à partir du taux de variation trimestrielle de l'indice des prix à la consommation hors aliments, énergie et effet des impôts indirects -- a baissé d'environ 2 %, passant d'environ 4 % en 1990 à une moyenne d'environ 2 % entre 1993 et 1995. Or, la courbe de Phillips traditionnelle aurait prévu une baisse beaucoup plus importante du taux d'inflation. Par exemple, des résultats de simulations dynamiques, dont nous discutons plus en détail dans le texte, montrent que la courbe de Phillips traditionnelle aurait prévu de la déflation en 1993, 1994 et 1995. Dans ce travail, nous examinons certaines hypothèses qui pourraient expliquer cette mauvaise performance, en nous basant sur diverses recherches effectuées récemment sur la dynamique des prix au Canada³.

Avant d'examiner les modifications à la courbe de Phillips traditionnelle, il est bon de rappeler que l'utilisation d'une seule équation pour expliquer l'inflation possède des limites certaines. Par exemple, dans une équation simple, le processus de formation des attentes d'inflation est supposé exogène et l'écart de production, qui n'est pas observable, peut toujours être défini de manière à reproduire les résultats en matière d'inflation. Ces problèmes sont moins graves dans un modèle macroéconomique complet, puisque les attentes d'inflation peuvent être obtenues de manière endogène à partir du modèle lui-même et que l'écart de production sur le marché des biens et services doit être cohérent avec les conditions

1. Parmi les travaux récents effectués à la Banque du Canada avec la courbe de Phillips traditionnelle, il convient de citer ceux de Cozier et Wilkinson (1991), de Poloz et Wilkinson (1992), de Dupasquier et Girouard (1992), de Duguay (1994) et de Hostland (1995).

2. Duguay (1994), par exemple, explique le processus de transmission de la politique monétaire et du rôle que joue la courbe de Phillips dans ce mécanisme.

3. L'étude de Hostland (1995) montre que la difficulté à bien prédire l'inflation à l'aide de la courbe de Phillips traditionnelle est à l'image de l'instabilité de cette dernière. Dans la présente, nous visons à apporter certains changements à la courbe de Phillips dans l'espoir d'enrayer ce problème. Dès 1984, Duguay (1984) avait remarqué l'instabilité du processus autorégressif de la courbe de Phillips.

économiques sur les autres marchés, comme sur le marché du travail. Cependant, les modèles macroéconomiques sont difficiles à estimer, spécialement lorsqu'ils comportent des attentes prospectives. C'est pourquoi, ils sont souvent étalonnés de façon à reproduire le mieux possible les comportements économiques⁴. L'équation simple de la courbe de Phillips que nous examinons dans cette étude est quant à elle estimée. Un modèle macroéconomique complet et une équation simple estimée constituent des outils d'analyse complémentaires pour bien comprendre le processus de détermination d'un phénomène économique, comme l'inflation, mais il est important d'être capable de concilier les prévisions provenant des différentes approches. C'est dans ce contexte qu'il faut considérer les efforts que nous faisons dans cette étude pour expliquer les causes du problème de sous-estimation de l'inflation au cours des années 1990 dans les travaux réalisés à l'aide de la courbe de Phillips traditionnelle.

Dans la prochaine section du texte, la Section 2, nous présentons d'abord les résultats obtenus avec l'équation traditionnelle. Cela nous permet de décrire les variables explicatives utilisées dans l'estimation de la courbe de Phillips ainsi que les principales propriétés de l'équation.

L'écart de production, soit la mesure cyclique de l'écart entre le niveau de production observé et le niveau tendanciel, est une variable importante de la courbe de Phillips. Or, les travaux récents traitant des problèmes de décomposition de la production en ses éléments cyclique et tendanciel, ceux de Canova (1993) par exemple, nous enseignent que le résultat de cette décomposition et, conséquemment, la mesure de l'écart de production dépendent largement de la méthode statistique utilisée. À la lumière de ces travaux, nous examinons dans la Section 3 les résultats d'estimation et la récente capacité de prévisions de la courbe de Phillips en utilisant diverses mesures de l'écart de production. La mesure de l'écart de production qui apparaît dans la courbe de Phillips traditionnelle est obtenue à partir d'une estimation réalisée à la Banque du Canada. Cette estimation de l'écart de production est publiée régulièrement dans le *Rapport sur la politique monétaire*. Nous estimons en outre la courbe de Phillips avec trois autres mesures de l'écart de production, soit l'écart entre le taux d'utilisation des capacités de production et sa moyenne des trente dernières années, ainsi que deux mesures où la production potentielle est approximée par des moyennes mobiles centrées du PIB réel établies, respectivement, pour quatre et six années.

4. Le modèle principal de projection et d'analyse économique utilisé à la Banque du Canada, connu sous le nom de Modèle Trimestriel de Projection (MTP), fait partie de la catégorie des modèles étalonnés. Dans l'équation d'inflation du MTP, les anticipations d'inflation sont déterminées par une moyenne pondérée de l'inflation passée et du taux d'inflation futur attendu. Pour les prévisions à court terme, le taux d'inflation futur attendu provient de l'enquête du *Conference Board du Canada*. Voir l'étude de Coletti, Hunt, Rose et Tetlow (1996) pour une description complète du MTP.

La courbe de Phillips traditionnelle contient un processus autorégressif avec racine unitaire. Bien que l'hypothèse de la racine unitaire du taux d'inflation ne puisse généralement pas être rejetée par les tests habituels, il y a lieu de croire qu'elle n'est applicable qu'à certaines occasions. En effet, les résultats des modèles d'inflation à changement de régime, ceux de Laxton, Ricketts et Rose (1994), de Perron (1994) et de Ricketts et Rose (1995) par exemple, portent à croire que la racine unitaire serait applicable principalement à la période 1974-1982, alors qu'au cours des périodes antérieures et postérieures, l'inflation aurait plutôt été caractérisée par différents processus stationnaires. Dans la mesure où ces changements de régime traduisent l'influence de la politique monétaire sur le processus de formation des attentes d'inflation, il n'est peut-être pas tellement surprenant de constater que les prévisions réalisées sur longue période avec la courbe de Phillips traditionnelle, qui ne tient pas compte de ces changements, sont assez mauvaises. Dans la Section 4, nous intégrons le concept de changement de régime à la courbe de Phillips. Pour ce faire, nous introduisons une série de variables binaires servant à identifier les sous-périodes où le processus autorégressif d'inflation a pu être différent et à caractériser les phases de transition entre chacune de ces sous-périodes. Ces variables binaires sont établies à partir d'un examen des probabilités estimées d'un modèle de Markov à changement de régime. Nous décrivons d'abord les résultats de l'estimation du modèle de Markov avant d'examiner ceux de la courbe de Phillips dotée de changements de régime.

La relation entre l'écart de production et l'inflation, que l'on retrouve dans la courbe de Phillips traditionnelle, est linéaire. Or, plusieurs travaux récents ont examiné différentes formes de non-linéarité. Une des formulations qui a été retenue suppose l'asymétrie de la relation, c'est-à-dire que les effets inflationnistes d'un écart de production positif (demande excédentaire) surpassent les effets désinflationnistes d'un écart de production négatif (offre excédentaire) équivalent⁵. Dans la Section 5 du présent travail, nous incorporons cette hypothèse à la courbe de Phillips en suivant la méthodologie proposée par Clark, Laxton et Rose (1995). Si les situations d'offre excédentaire ont moins d'effets négatifs sur le taux d'inflation que ne le laisse supposer la courbe de Phillips traditionnelle, l'hypothèse d'asymétrie pourrait peut-être permettre d'expliquer en partie le fait que cette équation sous-prédise l'inflation durant les périodes d'offre excédentaire.

5. Parmi ces études, on peut citer celles de Laxton, Rose, Tetlow (1993) et de Macklem (1997) réalisées avec des données canadiennes, celle de Clark, Laxton et Rose (1995) qui portent sur des données américaines et celles de Laxton, Meredith, Rose (1995) et de Turner (1995) menées sur des données du G-7.

En résumé, nous examinons dans cette étude différentes recherches traitant du processus de formulation des prix et nous évaluons la pertinence de chacune d'elles pour expliquer la sous-estimation récente de l'inflation à laquelle conduit la courbe de Phillips traditionnelle. Nos principales conclusions sont présentées à la Section 6.

2. Les résultats de base de la courbe de Phillips à racine unitaire

Dans cette section, nous présentons les estimations, réalisées avec la courbe de Phillips traditionnelle, du taux de variation trimestriel de l'indice des prix à la consommation hors aliments, énergie et effet des impôts indirects (IPCXAET)⁶. Nous nous concentrons sur le taux de variation de cet indice de prix, puisqu'il s'agit de la mesure du taux d'inflation de référence considérée par la Banque du Canada. La courbe de Phillips traditionnelle prend la forme suivante :

$$\pi_t = \rho_0 + \sum_{i=1}^5 \rho_i \pi_{t-i} + \beta_1 YGAP_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \phi_i \Delta INFIMP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta GRPOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \lambda_i \Delta TXPCPIFE_{t-i}$$

où π représente le taux de croissance trimestriel annualisé de l'IPCXAET⁷. La courbe de Phillips est caractérisée par la présence d'un processus autorégressif servant à capter la persistance du taux d'inflation. Cette persistance peut s'expliquer par un certain nombre de facteurs tels que les délais d'ajustement et les attentes d'inflation fondées sur l'information passée⁸. Une des caractéristiques de cette courbe de Phillips est que son processus autorégressif contient une racine unitaire, c'est-à-dire que $\sum \rho_i = 1$. La variable YGAP représente l'écart entre la production observée et la production potentielle⁹. La production

6. La courbe de Phillips peut être représentée en termes de taux de variation des prix ou des salaires. Les résultats de l'étude de Cozier (1991) montrent que l'on ne perd pas d'information pertinente sur les déterminants de l'inflation en se limitant à la courbe de Phillips des prix, puisque les salaires ne causent pas les prix au sens de Granger.

7. Notre description de l'équation est assez sommaire. Dupasquier, Girouard (1992) et Duguay (1994) en font une description plus détaillée.

8. Cozier (1989) présente un modèle théorique de détermination des prix par les firmes avec anticipations d'inflation et délais d'ajustement, dont la forme réduite s'apparente à une courbe de Phillips. Par ailleurs, Laxton, Rose et Tetlow (1993) estiment une courbe de Phillips en utilisant de l'information spécifique aux attentes d'inflation future recueillie par le *Conference Board du Canada*. Cependant, cette information n'est disponible que sur une base annuelle, ce qui limite son utilisation.

9. Notons que l'équation utilisée par Dupasquier et Girouard (1992) et par Duguay (1994) comprenait en outre la première différence de l'écart de production. Cette variable servait à mesurer les effets de l'hystérèse tels que décrits par Cozier et Wilkinson (1991). Cependant, elle a été exclue de la présente analyse puisqu'elle n'était pas significative. Cette exclusion est conforme aux conclusions de l'étude de Poloz et Wilkinson (1992).

observée correspond au P.I.B. en dollars constants, tandis que la production potentielle est une estimation obtenue à la Banque du Canada à l'aide d'un filtre multivarié¹⁰. La variable YGAP est représentée au Graphique 4, qui illustre également deux autres approximations de l'écart de production. La variable Δ INFIMP est la première différence de l'inflation importée, où INFIMP est la somme du taux de croissance moyen du taux de change du dollar canadien (exprimé en dollar canadien par unité de dollar américain) au cours des huit trimestres précédents et du taux de croissance trimestriel de l'indice des prix à la consommation américain hors alimentation et énergie. La variable Δ GRPOIL est le taux de croissance du ratio du prix du pétrole brut à l'indice implicite du PIB américain, exprimé en première différence. La variable Δ TXPCPIFE correspond à la différence première du taux d'impôts indirects touchant les prix à la consommation hors aliments et énergie.

La première colonne du Tableau 1, soit l'équation (1.1), montre les résultats obtenus avec la courbe de Phillips traditionnelle pour notre échantillon de base, qui va du premier trimestre de 1968 au quatrième trimestre de 1994.

L'écart de production YGAP présente un effet à court terme fortement significatif de 0,29 sur le taux d'inflation, c'est-à-dire que chaque diminution (augmentation) de 1 % de l'écart de production fait baisser (augmenter) le taux d'inflation de 0,29 %. Pour évaluer l'effet à plus long terme, il faut tenir compte de la dynamique inhérente à l'équation, ce que nous faisons à l'aide des simulations présentés au Graphique 1. Ces résultats montrent qu'une diminution de la production de 2 %, échelonnée sur sept trimestres, fait baisser le taux d'inflation de manière permanente de 0,91 %. Cet effet correspond à un ratio de sacrifice de 2,20, ce qui veut dire qu'une perte de production de 2,20 % est nécessaire pour abaisser le taux d'inflation de 1 %. Cette estimation du ratio de sacrifice n'est pas très éloignée de celles obtenues par Dupasquier et Girouard (1992) et par Duguay (1994) qui étaient de 1,5 et 1,7, respectivement. Il est toutefois possible que notre estimation un peu plus élevée du ratio de sacrifice traduise le fait que notre période d'estimation comprend la récession de 1990-1991 et le recul de l'inflation qui a suivi, alors que la période d'estimation des deux études mentionnées plus haut s'arrêtait en 1988.

Puisque l'inflation importée apparaît en première différence dans l'équation, un choc permanent du taux de change exerce un effet temporaire sur le taux d'inflation, mais un

10. Le *Rapport sur la politique monétaire* de mai 1995 comprend une note technique décrivant la procédure d'estimation de la production potentielle utilisée pour estimer l'écart de production. Pour plus de détails sur le sujet, voir également le travail de Butler (1996).

effet permanent sur le niveau des prix¹¹. Les résultats des simulations effectuées à partir de l'équation, qui sont présentés au Graphique 2, montrent qu'une dépréciation de 1 % augmente le niveau de l'IPCXAET de 0,20 % à long terme. Cet effet, qui correspond aussi à la part des importations dans l'ensemble du panier des biens de consommation, est réalisé après huit trimestres environ. Dupasquier et Girouard (1992) ainsi que Duguay (1994) obtenaient le même résultat .

L'équation comprend également la première différence du taux de variation des prix relatifs du pétrole. Selon cette formulation, un choc permanent du prix du pétrole n'a pas d'effet permanent sur le taux d'inflation de référence (qui, rappelons-le, ne tient pas compte des prix de l'énergie), mais il peut avoir un effet permanent indirect sur le niveau des prix. Cet effet indirect est celui que peut avoir le choc du prix du pétrole sur celui des autres biens de consommation, par exemple, le prix du transport en commun. Bien que l'effet indirect soit significatif, les résultats des simulations (non présentés aux graphiques) montrent qu'il est relativement petit. En effet, selon ces résultats, chaque hausse de 1 % du prix relatif du pétrole fait augmenter le niveau de l'IPCXAET de moins de 0,005 %.

L'équation inclut aussi la première différence du taux d'imposition des biens de consommation, de sorte que les variations de ce taux pourraient avoir en principe des effets permanents de «deuxième ronde» sur le taux d'inflation de référence (qui exclut les effets de taxe). Cependant, comme le montrent les résultats, la somme des coefficients rattachés à cette variable n'est pas statistiquement différente de zéro. Les variations du taux de taxation n'ont donc pas d'effets significatifs sur le taux d'inflation, bien qu'ils puissent avoir des effets permanents sur le niveau des prix.

Nous présentons au bas du Tableau 1 quelques statistiques permettant d'évaluer sommairement le pouvoir d'explication de l'équation (1.1). On note que le \bar{R}^2 est égal à 0,79 et que l'écart-type des erreurs d'estimation est de 1,46, ce qui correspond assez bien aux résultats obtenus par Dupasquier et Girouard (1992) avec une courbe de Phillips appliquée à l'IPCXAET, mais sur une période d'estimation un peu plus courte. On remarque également que l'équation ne semble pas présenter de problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs.

Les statistiques font toutefois ressortir le problème de prédiction de l'équation au cours de la période récente de 1991 à 1995. En effet, les résultats d'une simulation dynamique débutant en 1991 montrent que l'erreur quadratique moyenne de l'équation est de

11. Nous présentons à l'Annexe 2 une discussion détaillée des effets du taux de change sur l'inflation.

2,30 % au cours de cette période. En outre, comme on peut le constater au Graphique 3, l'équation (1.1) aurait prédit de la déflation en 1993, 1994 et 1995, alors que le taux d'inflation moyen s'est établi, respectivement, à 1,8 %, 1,7 % et 2,1 % au cours de ces trois années. La diminution des prix prévue par l'équation pour 1995 est de près de 3 %.

3. L'utilisation de différentes mesures de l'écart de production

Nous présentons dans cette section les résultats d'estimation de la courbe de Phillips à racine unitaire qui utilise différentes mesures de l'écart de production. La production potentielle utilisée pour évaluer l'écart de production n'est pas observable et elle doit être estimée, de sorte qu'elle comporte une certaine marge d'incertitude. Puisque l'écart de production est une variable déterminante dans la relation de Phillips, mais une estimation, il est donc prudent d'utiliser d'autres mesures pour évaluer la robustesse des résultats que donne l'équation ainsi que la capacité de prévision de l'équation sur la période récente.

En plus de la mesure de l'écart de production de la Banque du Canada, soit la variable YGAP, nous estimons la courbe de Phillips avec trois autres mesures de l'écart de production : la variable TUCP, qui correspond au taux d'utilisation des capacités de production des industries productrices de biens, en déviation par rapport à sa moyenne au cours de la période 1962-1994; les variables YGAP2 et YGAP3, qui correspondent aux écarts entre le PIB réel et des mesures de la production potentielle approximées par des moyennes mobiles centrées du PIB de 17 et 25 trimestres respectivement¹². Pour calculer la production potentielle de YGAP2 en 1994 et la production potentielle de YGAP3 en 1993 et 1994, soit les deux dernières années de notre période d'estimation, nous avons besoin de prévisions du PIB pour 1996 et 1997. Nous utilisons à cette fin celles du Conference Board du Canada. Le Graphique 4 montre les trois premières variables, YGAP3 ayant un comportement très similaire à YGAP et YGAP2. Les trois mesures illustrées au Graphique 4 ont évidemment de nombreuses caractéristiques communes. Cependant, il y a aussi des différences notables entre elles. Plus spécialement, nous pouvons observer que depuis 1991 l'écart de production calculé à la Banque du Canada a affiché une moyenne de -3,3 %, c'est-à-dire une situation d'offre excédentaire persistante, alors que la variable YGAP2 a été en moyenne de seulement -0,5 %. En outre, pour les années 1994 et 1995, les écarts de production TUCP et YGAP2 révélaient une situation de demande excédentaire.

12. Les moyennes centrées de 17 et de 25 trimestres de la production sont des approximations simples de la production potentielle qui s'apparentent beaucoup aux estimations obtenues à l'aide d'un filtre univarié du type Hodrick- Prescott (avec des valeurs de λ de 500 et de 1600, respectivement). Les moyennes centrées sont toutefois plus faciles à calculer pour ceux qui désirent comparer les résultats de leurs recherches aux nôtres.

Les résultats des estimations sont présentés au Tableau 2. Même si les équations montrent des résultats similaires à plusieurs égards, il faut noter que l'écart-type des erreurs est légèrement plus faible, et la statistique t rattachée à l'écart de production, légèrement plus élevée, dans l'équation utilisant l'écart de production établi par la Banque du Canada. Cela nous porte à croire que la relation entre l'inflation et l'écart de production est un peu plus précise avec cette mesure qu'avec les autres approximations de cet écart. La principale différence entre les équations se situe toutefois au niveau des coefficients rattachés à l'écart de production. Ces différences peuvent s'expliquer en grande partie par la variabilité très différente des mesures. Par exemple, la variable TUCP possède une variance plus grande, comme on peut facilement le voir au Graphique 4, ce qui permet d'expliquer que le coefficient de 0,16 qui y est attaché soit plus petit que les autres.

Pour ce qui est des prévisions couvrant la période de 1991 à 1995, on remarque que les équations utilisant le TUCP, YGAP2 et YGAP3 affichent toutes les trois une erreur quadratique moyenne sensiblement plus faible que celle de l'équation de base. Cette meilleure performance s'explique par le fait qu'aucune des autres équations ne montre un problème de sous-prédiction aussi marqué que l'équation de base.

Ces résultats montrent que l'on peut réduire considérablement le problème de sous-estimation de l'inflation observé récemment avec la courbe de Phillips traditionnelle en utilisant simplement une mesure différente de l'écart de production. Cependant, pour accepter cette explication, il faut être prêt à faire l'hypothèse que l'économie canadienne est actuellement en situation de plein emploi. Nous rejetons cette explication puisque plusieurs autres indicateurs économiques nous permettent de penser que l'économie fonctionne en-deçà de ses capacités. Par exemple, le taux de chômage en 1994 et 1995 s'est maintenu à un niveau relativement élevé (9,5 %) par rapport à son niveau habituel. S'il a baissé en 1995 par rapport aux années antérieures, c'est surtout parce que la population active croissait alors à un rythme plus lent que l'emploi. De ce fait, le rapport emploi-population a baissé par rapport aux années antérieures, et il est encore loin des niveaux atteints avant la dernière récession. Un autre indice est le taux de croissance des coûts unitaires en main-d'oeuvre et des salaires. En fait, les coûts unitaires ont diminué en 1994 et ils ont augmenté à un rythme inférieur à 1 % en 1995. Ces indicateurs nous portent à croire que l'économie canadienne était en situation d'offre excédentaire au cours de ces deux années.

Dans la mesure où nous croyons que l'écart de production calculé par la Banque du Canada constitue une mesure plus réaliste du peu de pressions inflationnistes présentes dans l'économie canadienne depuis le début des années 90, nous pouvons continuer

à utiliser la variable YGAP dans le reste de cette étude. Nous allons plutôt nous tourner, dans la prochaine section, vers l'hypothèse de changements du processus autorégressif pour expliquer les piètres résultats obtenus avec la courbe de Phillips traditionnelle sur le plan de la prévision.

4. Les résultats de la courbe de Phillips avec changements du processus autorégressif

Dans cette section, nous présentons les résultats de la courbe de Phillips caractérisée par des changements du processus autorégressif. Pour intégrer ce concept de changement de régime à la courbe de Phillips, nous construisons une série de quatre variables binaires servant à identifier quatre sous-périodes où le processus autorégressif d'inflation (qui comprend le terme constant du processus) a pu être différent et à caractériser les phases de transition entre chacune de ces sous-périodes. Ces variables binaires sont établies à partir d'un examen des probabilités estimées d'un modèle de Markov à changement de régime. Les résultats détaillés de ce modèle sont présentés à la Section 4.1. Dans la Section 4.2, nous présentons les résultats d'estimation de la courbe de Phillips dotée de changements de régime.

Avant de procéder à la présentation des résultats du modèle de Markov et de ceux de la courbe de Phillips avec changements de régime, il faut reconnaître que ces modèles souffrent d'un biais de sélection en faveur d'une représentation statistique qui convient bien aux données *réalisées* de l'inflation. En effet, les caractéristiques des différents régimes du modèle de Markov, de même que les probabilités de changement de régime, sont obtenues à partir d'un nombre maximum prédéterminé de régimes et à la lumière des données effectives de l'inflation sur l'ensemble de la période d'estimation. Une des façons de palier au biais de sélection pourrait être d'estimer les modèles de Markov de manière récursive en ne déterminant pas, au préalable, le nombre de régimes. Bien entendu, cela exigerait des données couvrant une très longue période. D'autre part, les résultats que nous obtenons avec la courbe de Phillips avec changements de régime sont aussi affectés par ce biais de sélection, d'autant plus que les variables binaires sont établies de manière exogène. Étant donné ce biais, il ne devrait pas être trop surprenant de constater que l'équation avec changements de régime affiche de meilleures prévisions que l'équation avec racine unitaire qui ne suppose aucun changement. Dans ces circonstances, le critère de la qualité des prévisions *ex post* ne doit pas être utilisé explicitement pour faire un choix entre les deux équations. Ce critère doit plutôt servir, conjointement avec d'autres caractéristiques de l'équation avec changements de régime, à juger du bien-fondé de cette hypothèse.

4.1 Le modèle de Markov à changement de régime

Pour identifier les différents régimes dans la courbe de Phillips (le moment où ils surviennent, la durée des périodes de transition), nous avons estimé un modèle de Markov à changement de régime comportant la possibilité de trois régimes¹³. Chaque régime n comprend trois paramètres, soit une constante (ρ_0), des paramètres autorégressifs (ρ_i) et une fonction de distribution des erreurs $N(0, \sigma)$. En outre, le modèle estime à chaque période les probabilités conditionnelles de transition d'un régime à l'autre. Le modèle estimé prend la forme suivante :

$$\pi_t = \rho_{0,n} + \rho_{i,n} \cdot \pi_{t-i} + \mu_{t,n}$$

Nous avons appliqué le modèle de Markov au taux d'inflation calculé à l'aide de l'indice des prix à la consommation hors alimentation et énergie (IPCXAE). L'IPCXAE est disponible depuis 1954, soit une période plus longue que celle de l'IPCXAET, dont les données existent depuis 1963. Une période d'estimation plus longue nous permet d'identifier avec plus de précision les caractéristiques des différents régimes ainsi que les phases de transition entre chacun d'eux. En outre, nous avons corrigé les données de l'IPCXAE pour tenir compte de deux des changements les plus abrupts causés par les effets des impôts indirects, soit l'effet de l'introduction de la TPS au premier trimestre de 1991 et celui de la réduction des taxes sur le tabac entre le premier et le troisième trimestre de 1994. Ces corrections permettent au modèle de Markov d'identifier plus précisément le régime d'inflation depuis le début des années 90¹⁴.

Les résultats de l'estimation du modèle ainsi que les probabilités assignées à chacun des régimes sont présentés à l'Annexe 1¹⁵. Le premier régime identifié en est un d'inflation basse et stable. Une probabilité très élevée, entre 90 % et 100 %, est attribuée à ce régime à partir de 1953 et jusqu'au milieu de 1966. Cependant, vers le milieu de 1966, la probabilité assignée à ce régime commence à diminuer pendant que celle attribuée au deuxième régime, un régime d'inflation modérée, augmente. Au début de 1968, le modèle

13. Nous remercions Nick Ricketts pour son aide dans l'estimation du modèle à changement de régime. Ricketts et Rose (1995), par exemple, présentent plus en détails la méthodologie des modèles à trois régimes.

14. Quelques autres modifications aux impôts indirects ont eu des effets importants sur le taux d'inflation de l'IPCXAE. La majorité de ces modifications se sont produites entre 1974 et 1978. Comme il semble assez clair que l'inflation a été caractérisée au cours de cette période par un processus de racine unitaire avec variance élevée, nous n'avons pas jugé utile d'éliminer des données de l'IPCXAE l'effet de ces modifications pour l'estimation du modèle de Markov.

15. Les probabilités assignées à chacun des régimes sont calculées à partir des probabilités conditionnelles de transition, qui, elles, sont estimées à l'aide du modèle de Markov.

attribue une probabilité à peu près nulle au régime d'inflation basse, et indique que l'économie a toutes les chances d'être en régime d'inflation modérée. Par la suite, la probabilité d'un régime d'inflation modérée reste forte jusqu'au quatrième trimestre de 1973, où l'effet du choc pétrolier sur les prix à la consommation vient modifier soudainement le régime d'inflation. En effet, dès le premier trimestre de 1974, le modèle attribue la plus haute probabilité à l'arrivée d'un troisième régime, où l'inflation, plus instable, est caractérisée par un processus de racine unitaire¹⁶. Le modèle assigne une probabilité élevée au régime de racine unitaire jusqu'en 1982, bien qu'il y ait quelque incertitude quant au processus d'inflation entre 1975 et 1978, en raison peut-être de l'effet des contrôles anti-inflationnistes institués par les gouvernements. À la fin de la récession de 1981-1982, le régime d'inflation commence à changer de nouveau et le modèle commence à attribuer une probabilité de plus en plus grande à l'hypothèse d'un retour au régime d'inflation modérée. De 1984 jusqu'au début de 1991, la probabilité attribuée au régime d'inflation modérée demeure très élevée. Cependant, tout juste après la récession de 1990-1991, le modèle recommence à accorder une probabilité grandissante à l'hypothèse que l'inflation revienne à un niveau plus faible, celui du premier régime. Ce changement de régime va durer jusqu'au début de 1993. Depuis lors, le modèle attribue une forte probabilité à l'hypothèse que l'inflation est effectivement revenue à un régime d'inflation basse.

Il est intéressant de remarquer, à l'examen du graphique présenté à l'Annexe 1, que les probabilités attribuées à chaque état sont presque toujours élevées, soit entre 90 % et 100 %. Enfin, on note que les changements de régime s'échelonnent le plus souvent sur une période d'environ deux ans. Ainsi, selon le modèle, le retour à l'inflation modérée au début des années 80 dura neuf trimestres; le retour au régime d'inflation basse au début des années 90 s'étendit sur environ six trimestres; le changement soudain de régime au début de 1974 fait toutefois exception.

4.2 La courbe de Phillips avec changements du processus autorégressif

Avant de présenter les résultats des estimations réalisées à l'aide de la courbe de Phillips avec changements du processus autorégressif, nous décrivons un peu plus en détail la construction des variables binaires servant à identifier ces régimes. Les variables binaires sont présentées au Tableau 3, où elles sont identifiées par les mnémoniques P1, P2, P3 et P4. En partant des résultats du modèle de Markov, nous décomposons l'échantillon que nous avons choisi pour la courbe de Phillips (1968-1994) en quatre sous-périodes (P1:1968-1973;

16. Notons que si la racine unitaire est imposée lors de l'estimation des modèles à changement de régime, elle n'est pas testée explicitement.

P2:1974-1982; P3:1983-1991; P4:1992-1994) caractérisées par des régimes autorégressifs distincts.

Les variables binaires suivent de près les probabilités estimées du modèle de Markov. Par souci de simplicité, toutefois, nous donnons aux variables binaires la valeur unitaire lorsque la probabilité estimée à l'aide du modèle de Markov au cours du trimestre correspondant dépasse 90 %. Il y a quelques exceptions à cette règle, notamment en 1969 et entre 1975 et 1978 où les probabilités estimées du modèle affichent un plus grande variabilité, mais où nous les fixons quand même à la valeur unitaire par souci de simplicité. La valeur des variables binaires est également similaire à celle des probabilités estimées par le modèle de Markov pour les périodes de transition de 1982-1983 et de 1991-1992. Par souci de simplicité, nous avons toutefois adopté un profil un peu plus monotone que celui des probabilités estimées, bien que la différence entre ces dernières et la valeur des variables binaires au cours des deux périodes de transition ne dépasse pas 10 %. Enfin, il faut noter que, comme dans le modèle de Markov, nous supposons que la sous-période P4 est caractérisée par un régime distinct de celui de la sous-période P3. Nous supposons en fait que le terme constant peut être différent au cours de ces deux sous-périodes. Cependant, étant donné le petit nombre d'observations disponibles en P4 et l'imprécision des paramètres estimés, nous devons faire l'hypothèse que le paramètre autorégressif du processus d'inflation en P4 est le même qu'en P3. Cette formulation concorde assez bien avec les résultats du modèle de Markov¹⁷.

Ajoutons quelques mots sur la spécification de la dynamique autorégressive au cours de chacune des sous-périodes. Au départ, nous avons introduit trois retards de la variable dépendante dans toutes les sous-périodes, sauf dans celle de la racine unitaire, où nous avons utilisé cinq retards. Nous avons ensuite éliminé les retards non significatifs. En P1 et P2, trois retards ont été conservés; en P3 et P4, un seul retard suffisait¹⁸. Pour ce qui est des autres variables, nous avons gardé le même nombre de retards que dans le modèle original : trois retards pour l'inflation importée, cinq pour le taux de taxation (en plus de la valeur contemporaine), et quatre pour le prix relatif du pétrole.

17. Les résultats du modèle de Markov montrent en effet que les termes constants sont assez différents entre le premier régime (inflation basse) et le second régime (inflation modérée) et que la somme des paramètres autorégressifs est semblable, bien que le nombre de retards soit différent.

18. Contrairement aux résultats du modèle de Markov, nous n'imposons donc pas au stade de l'estimation de la courbe de Phillips, l'hypothèse que les sous-périodes P1 et P3 sont représentatives du même régime, puisque la dynamique autorégressive de l'inflation est suffisamment différente entre les deux sous-périodes.

Les résultats du modèle avec changements de régime se trouvent à la troisième colonne du Tableau 1, soit l'équation (1.3). D'abord, il est intéressant de constater que les constantes des sous-périodes P3 et P4 sont assez différentes (2,34, contre 1,35) et qu'elles sont statistiquement différentes à un niveau de confiance légèrement inférieur à 90 %. Cette différence renforce l'hypothèse d'un changement de régime. En fait, selon ces estimations, le taux d'inflation attendu de long terme serait passé de 3,8 % au cours de la période 1984-1990 à 2,2 % au cours de la période plus récente commencée vers la fin de 1992¹⁹. Le passage à un régime d'inflation plus faible coïncide avec l'établissement des cibles de réduction de l'inflation par la Banque du Canada annoncé en février 1991. En outre, le taux d'inflation de long terme en P4 correspond assez bien au point médian des fourchettes-cibles fixées pour la période 1994-1996. On doit reconnaître la concordance entre l'annonce des cibles de réduction d'inflation et l'évolution du taux d'inflation. Toutefois, il nous semble plus probable que le changement de régime qui s'est opéré entre 1991 et 1992 (comme celui de 1981-1983 d'ailleurs) se soit produit après une période d'offre excédentaire assez prononcée et à la faveur de la plus grande crédibilité acquise par la politique monétaire au fil des ans²⁰.

Outre les processus autorégressifs, une différence notable entre l'équation (1.3) avec changements de régime et l'équation (1.1) avec racine unitaire réside dans la relation entre l'écart de production et l'inflation. Bien que les effets à court terme de l'écart de production sur l'inflation soient semblables dans les deux équations (0,27, contre 0,29), la notion de long terme de ratio de sacrifice n'est plus aussi simple dans la nouvelle équation qu'elle pouvait l'être dans l'équation avec racine unitaire. En effet, dans les régimes de la courbe de la courbe de Phillips où la racine unitaire est absente, comme c'est le cas dans les sous-périodes P1, P3 et P4 de l'équation (1.3), une hausse temporaire de l'écart de production ne produit plus qu'une diminution temporaire de l'inflation (voir le Graphique 1). Pour calculer les coûts de réduction de l'inflation lorsque le processus d'inflation ne comprend pas une racine unitaire, il faudrait tenir compte en outre des effets de la politique monétaire sur les anticipations d'inflation des agents économiques, ainsi que de la crédibilité que les agents accordent à la politique. Cela peut se faire dans un modèle macroéconomique plus élaboré, ce qui dépasse l'objet de la présente étude.

19. Le taux d'inflation attendu de long terme est calculé par le ratio suivant : terme constant/(1- coefficient de la variable dépendante retardée).

20. Il serait sûrement intéressant de poursuivre les recherches avec des modèles à changement de régime dans le but de mieux comprendre les facteurs qui causent ces changements. Le travail de Laxton, Ricketts et Rose (1994) est un exemple de ce type de recherches.

Avant d'examiner les effets du taux de change dans l'équation (1.3), il faut attirer l'attention sur une modification que nous avons apportée à la formulation de l'équation pour tenir compte d'une autre des conséquences de l'élimination de la racine unitaire. Lorsque le processus d'inflation n'a pas une racine unitaire, la formulation originale de l'inflation importée, en première différence, implique que les chocs permanents du taux de change n'ont qu'un effet de courte durée sur le niveau général des prix²¹. Cette propriété n'est pas des plus plausibles. Une formulation plus appropriée, que nous adoptons dans l'équation (1.3), consiste à utiliser la première différence du taux de change réel $\Delta RPFX$ durant les sous-périodes P1, P3 et P4 où l'inflation n'a pas une racine unitaire et à utiliser la première différence de l'inflation importée $\Delta INFIMP$ durant la sous-période P2 où l'inflation présente une racine unitaire²². Dans cette équation, un choc permanent du taux de change exerce un effet permanent sur le niveau global des prix, peu importe le régime d'inflation dans lequel on se trouve. Nous montrons à l'Annexe 2, à partir d'un modèle simple où le taux d'inflation est représenté par la somme des composantes intérieure et importée, comment l'on peut obtenir l'une et l'autre des deux formulations.

Les résultats de l'équation (1.3) montrent que les effets du taux de change réel durant les sous-périodes P1, P3 et P4 sont positifs, comme attendu, qu'ils sont significatifs, mais à un niveau de confiance inférieur aux niveaux habituels. En outre, comme on peut le constater au Graphique 2, le choc de taux de change produit à long terme un effet permanent de 0,13 % sur le niveau global des prix dans les régimes d'inflation stationnaire. Cet effet est plus faible que dans l'équation traditionnelle. Cependant, dans le régime de racine unitaire de l'équation (1.3), le choc de taux de change a un effet de 0,23, ce qui n'est pas tellement plus élevé que dans l'équation traditionnelle.

Pour évaluer le bien-fondé de l'hypothèse de changement de régime, nous examinons la capacité de prévision de l'équation (1.3). Comme en témoignent les statistiques sommaires présentées au bas du Tableau 1, ainsi que les résultats des simulations dynamiques présentés au Graphique 3, l'équation avec changements de régime prévoit très bien le taux d'inflation depuis 1991. En effet, l'équation (1.3) présente une erreur quadratique moyenne de seulement 0,63 %. En outre, le taux d'inflation moyen prévu pour 1995 à l'aide de l'équation (1.3) est de 2,1 %, ce qui est identique au taux moyen effectivement observé.

21. Le même genre d'argument peut être soulevé au sujet des effets indirects des prix du pétrole. Nous n'examinons cependant pas cette question en détail car ces effets sont assez petits.

22. L'équation estimée comprend en fait deux retards de la variable $\Delta RPFX$ en P1, P3 et P4. La variable $\Delta RPFX$ est obtenue de la somme du taux de variation moyen du taux de change nominal au cours des huit trimestres précédents et du taux de variation de l'IPC des États-Unis hors aliments et énergie, déduction faite du taux de variation de l'IPCXAET du Canada.

Il semble donc que l'hypothèse de changement du processus autorégressif d'inflation, ou de changement des attentes d'inflation, puisse expliquer assez bien l'évolution de l'inflation au cours de la présente décennie²³. Conséquemment, nous pouvons penser que les piètres résultats obtenus récemment avec la courbe de Phillips traditionnelle sont attribuables au fait que l'hypothèse de racine unitaire n'est plus une caractéristique appropriée de la courbe de Phillips.

5. La relation asymétrique entre l'écart de production et l'inflation

Nous considérons dans cette section la présence d'une relation asymétrique entre l'écart de production et l'inflation, à savoir que les situations d'offre excédentaire ont sur l'inflation des effets négatifs moindres que les effets positifs des épisodes de demande excédentaire. On peut justifier cette asymétrie par le fait que certaines entreprises peuvent avoir des difficultés à augmenter rapidement leurs capacités de production lorsque la demande globale dépasse un certain seuil, ce qui génère des pressions inflationnistes additionnelles. Par ailleurs, s'il est vrai que les situations d'offre excédentaire ont moins d'effets négatifs sur le taux d'inflation que ceux qu'indique la courbe de Phillips traditionnelle, l'hypothèse d'asymétrie pourrait peut-être permettre d'expliquer en partie que la courbe de Phillips traditionnelle sous-prédise l'inflation durant ces épisodes. La présence d'une relation asymétrique a également des conséquences importantes pour la conduite de la politique monétaire, comme l'ont montré, entre autres, Laxton, Meredith et Rose (1995).

Comme Laxton, Rose et Tetlow (1993), Turner (1995) et Clark, Laxton et Rose (1995) l'ont fait dans leurs recherches, nous introduisons dans la courbe de Phillips la variable POSGAP, qui est égale à l'écart de production si celui-ci est positif mais à zéro si cet écart est négatif. Le paramètre rattaché à cette variable permet de mesurer l'effet additionnel de l'écart de production sur l'inflation en situation de demande excédentaire²⁴. En outre, comme le soutiennent Clark, Laxton et Rose, il est crucial de tenir compte lors de l'estimation d'une des conséquences de l'asymétrie, à savoir que le niveau moyen d'une mesure traditionnelle de l'écart de production ne peut pas être nul en moyenne, s'il y a asymétrie²⁵. Plus

23. Nous avons aussi examiné les résultats de la courbe de Phillips avec changements du processus autorégressif, mais en conservant la formulation originale de l'inflation importée. Bien que cette équation présente également de bonnes prévisions au cours des années 1990, elle n'est pas celle que nous privilégions. Les résultats détaillés sont disponibles auprès des auteurs.

24. Il s'agit bien sûr d'une forme particulière d'asymétrie. Laxton, Meredith et Rose (1995) en examinent d'autres.

25. Les résultats de Clark, Laxton et Rose montrent que les tests d'asymétrie qui font abstraction de cette implication ont tendance à ne pas rejeter, à tort, l'hypothèse de symétrie.

spécifiquement, dans le cas d'asymétrie que nous considérons ici, le niveau moyen de l'écart de production est plus bas que dans l'hypothèse de symétrie. Il est donc nécessaire d'apporter un ajustement négatif à la mesure de l'écart de production. Sans cet ajustement, le taux d'inflation serait non stationnaire, avec une dérive positive, dans un monde stochastique avec asymétrie. Lors de l'estimation de la courbe de Phillips avec asymétrie, la formulation de l'écart de production prend donc la forme suivante : $GAP = (y - y_{pot}) - \alpha$, où α est un paramètre qui mesure le degré de surestimation des mesures traditionnelles de l'écart de production. Le paramètre α et les autres paramètres du modèle sont estimés simultanément. Une procédure d'estimation non linéaire est nécessaire pour estimer les équations présentées dans cette section. Nous utilisons l'algorithme Gauss-Newton.

Les résultats des estimations réalisées à l'aide de la courbe de Phillips avec asymétrie des effets de l'écart de production se trouvent aux deuxième et quatrième colonnes du Tableau 1, soit les équations (1.2) et (1.4)²⁶. D'abord, il est intéressant de remarquer que, comme dans les travaux de Clark, Laxton et Rose, le résultat du test de quotient de vraisemblance (LR) appliqué à l'équation (1.4) permet de rejeter l'hypothèse que les effets de production sont symétriques, puisqu'on peut rejeter les hypothèses conjointes que la variable POSGAP et le paramètre α sont nuls. Par ailleurs, la valeur estimée de α est de 1,36 dans l'équation (1.2) et de 2,05 dans l'équation (1.4), ce qui signifie que le niveau moyen de l'écart de production a pu être surestimé d'environ 1,5 % à 2 % au cours de notre période d'estimation. Il faut toutefois noter que, dans notre échantillon, il y a 29 observations où l'écart de production excède 1,36 et seulement 18 observations où il dépasse 2,05. Nous disposons donc d'un nombre d'observations assez limité pour identifier la forme précise de la relation asymétrique entre l'écart de production et l'inflation.

Nous nous intéressons maintenant à la valeur des coefficients rattachés aux écarts de production positifs et négatifs et aux conséquences de l'asymétrie sur la capacité de prévision des équations. Dans l'équation (1.2), la valeur des coefficients rattachés aux variables YGAP et POSGAP indique qu'un écart de production négatif a un effet à court terme environ quatre fois plus petit qu'un écart positif, soit un effet de 0,18 si l'écart est négatif et de 0,77 s'il est positif. D'un point de vue différent, le ratio de sacrifice obtenu à

26. Il faut noter que l'équation (1.2) avec racine unitaire et asymétrie de l'écart de production est estimée sans terme constant. Lorsqu'un terme constant était inclus dans l'équation, celle-ci convergeait vers une solution où la valeur du paramètre α dépassait 3,6 et où le terme constant indiquait une tendance négative du taux d'inflation d'environ 1 % par année. Cette solution n'est pas très réaliste puisqu'au cours de notre échantillon, l'écart de production n'a dépassé 3,6 % qu'à une seule occasion. Par ailleurs, l'hypothèse de symétrie ne peut pas être testée dans la courbe de Phillips à racine unitaire, du fait que la fonction de vraisemblance est légèrement plus élevée dans l'équation (1.1), qui comprend un terme constant, que dans l'équation (1.2), qui n'en comprend pas.

partir de l'équation (1.2) est plus élevé que celui calculé avec la courbe de Phillips traditionnelle. En effet, les simulations (non présentées aux graphiques) indiquent que le ratio de sacrifice de l'équation (1.2) est de 3,46 alors qu'il est de 2,20 dans l'équation traditionnelle. Par ailleurs, dans l'équation (1.4) avec asymétrie, l'écart de production négatif affiche un effet de 0,16, tandis qu'un écart positif montre un effet, fortement significatif, de 1,80. Ces résultats, qui comparables à ceux de Laxton, Rose et Tetlow (1993) et de Clark, Laxton et Rose (1995) par exemple, tendent donc à confirmer que l'asymétrie de la relation entre l'écart de production et l'inflation est une caractéristique importante de la courbe de Phillips.

Nous examinons finalement la capacité des équations (1.2) et (1.4) à prévoir l'inflation. Pour les fins des simulations dynamiques de ces équations, nous supposons que la variable YGAP calculée à la Banque du Canada constitue une mesure adéquate *ex post* de l'écart de production au cours de la période 1991-1995. En d'autres mots, nous effectuons les simulations en posant $\alpha = 0$ au cours de cette période. L'ajustement du niveau moyen de l'écart de production est nécessaire dans une économie assujettie à des chocs stochastiques, mais il n'est probablement pas utile dans les simulations dynamiques où l'on vérifie la capacité des équations à expliquer après coup l'évolution de l'inflation en tenant compte de facteurs considérés ici comme exogènes.

La simulation dynamique effectuée avec l'équation (1.2) à partir de 1991 montre une erreur quadratique moyenne de 1,08 % qui est plus de deux fois inférieure à celle obtenue de la simulation de l'équation traditionnelle²⁷. Néanmoins, l'équation (1.2) aurait également prévu de la déflation en 1995 à un rythme annuel moyen d'environ 1/2 %. Ainsi, le fait de supposer qu'un écart de production négatif exerce un effet désinflationniste moindre que celui estimé à partir de l'équation traditionnelle, nous permet d'améliorer la capacité de prévision de la courbe de Phillips au cours de la période 1991-1995, mais pas suffisamment pour corriger de façon satisfaisante le problème de sous-estimation de l'équation traditionnelle.

Quant à l'équation (1.4) avec changements de régime et asymétrie des effets de production, elle présente au cours de la période 1991-1995 une capacité de prévision comparable à celle de l'équation (1.3). Même si un écart de production négatif exerce sensiblement moins d'effet désinflationniste dans l'équation (1.4) que dans l'équation (1.3),

27. Le fait d'effectuer les simulations en tenant compte de la valeur estimée de α , plutôt que de la fixer à zéro, nous aurait conduit à sous-estimer encore plus le taux d'inflation au cours de la période 1991-1995 avec la courbe de Phillips à racine unitaire, puisque l'écart de production "ajusté" est plus fortement négatif que la mesure traditionnelle.

ce facteur est contrebalancé par le fait que l'équation (1.4) montre un taux d'inflation de long terme de 1,8 % au cours de la sous-période P4, tandis que l'équation (1.3) donne un taux de 2,2 %. Ces résultats tendent à confirmer que l'hypothèse de changements de régime du processus des attentes d'inflation aide plus que l'hypothèse d'asymétrie des effets de production à expliquer la piètre qualité des résultats obtenus récemment avec la courbe de Phillips traditionnelle.

6. Conclusions

Étant donné la mauvaise capacité de prévision affichée récemment par la courbe de Phillips traditionnelle, nous avons examiné dans cette étude certaines hypothèses susceptibles de mieux expliquer l'évolution récente de l'inflation. Nous avons examiné tour à tour la possibilité que le problème récent de sous-prévision de l'inflation soit attribuable : (i) à la difficulté de mesurer avec précision l'écart de production, qui est une des variables importantes de la courbe de Phillips; (ii) à un changement de régime dans la formation des attentes d'inflation, comme semblent l'indiquer les travaux récents effectués à partir des modèles autorégressifs de Markov à changement de régime; (iii) à une relation asymétrique entre l'écart de production et l'inflation. Dans cette dernière hypothèse, la situation d'offre excédentaire que l'on observe depuis 1990-1991 aurait eu moins d'effets désinflationnistes que le laisse supposer la courbe de Phillips traditionnelle.

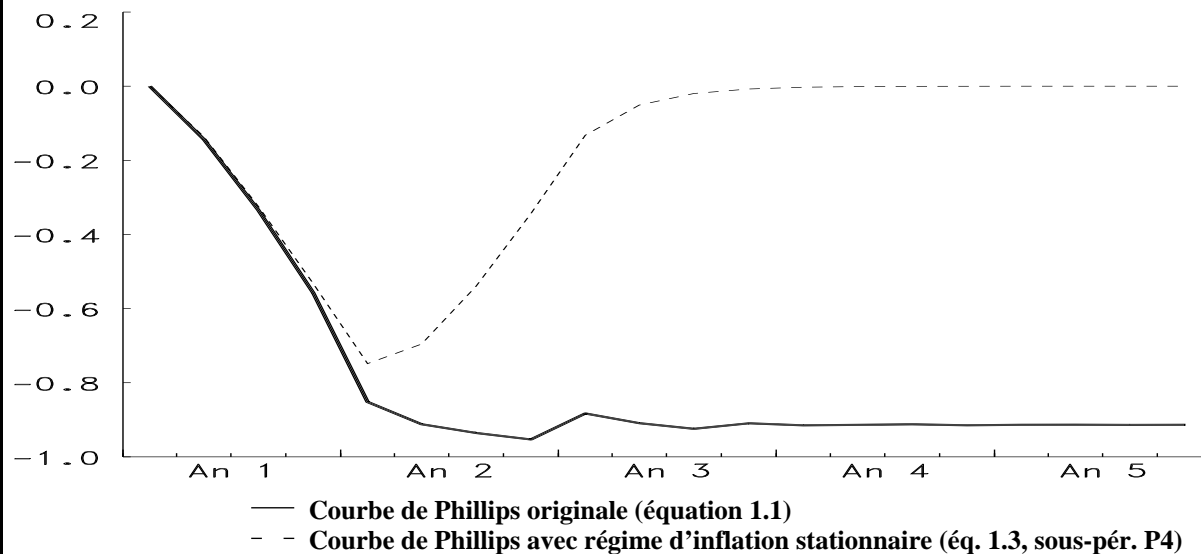
Parmi les explications possibles du problème de sous-estimation de l'inflation, une seule semble vraiment dominer, celle de changements du processus de formation des attentes d'inflation au cours des dernières années. Des changements de régime ont, selon toute vraisemblance, été influencés par les modifications de la politique monétaire. Dans cette étude, nous avons estimé la courbe de Phillips en y incluant quatre régimes autorégressifs préétablis à l'aide de variables binaires. Nos résultats ont montré entre autres que le processus autorégressif d'inflation est passé, au début des années 80, d'une formulation avec racine unitaire à un processus stationnaire centré sur un taux d'inflation de long terme d'environ 4 % par la suite et, ce, jusqu'au tout début des années 90, pour ensuite entrer à partir de 1993 dans un autre régime d'inflation stationnaire centré sur un taux d'inflation de long terme de 2,2 %. La nouvelle courbe de Phillips explique très bien l'évolution du taux d'inflation depuis le début des années 90.

Nos résultats ont également montré que la mesure de l'écart de production calculée à la Banque du Canada explique légèrement mieux l'évolution de l'inflation au cours

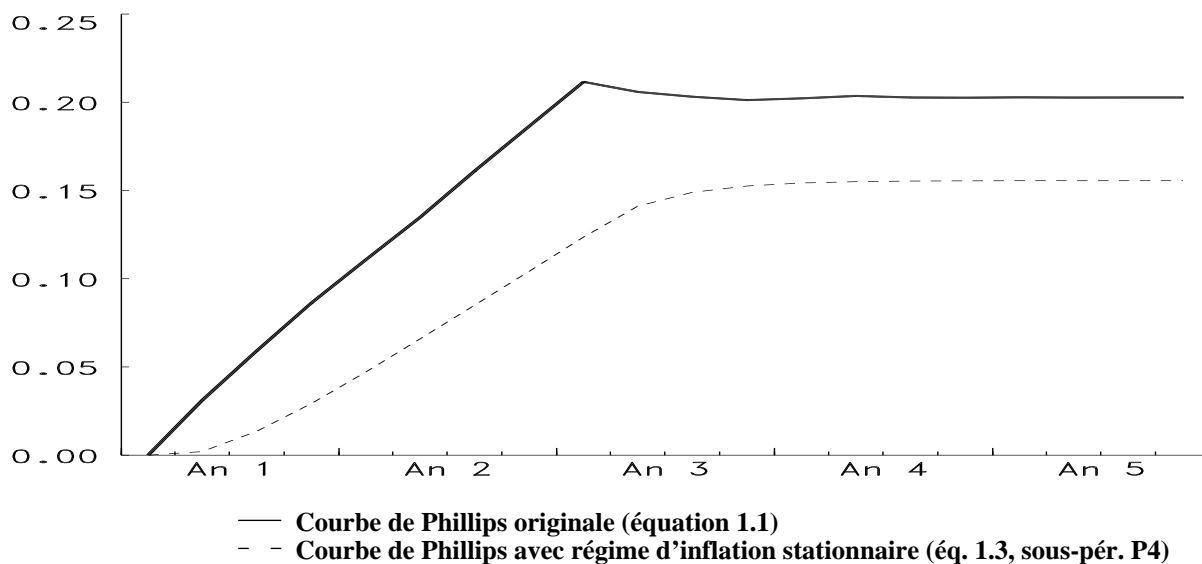
de notre période d'estimation de 1968 à 1994 que les trois autres mesures que nous avons examinées. Cependant, ces autres mesures permettent de mieux prévoir l'inflation au cours de la période très récente de 1993 à 1995 avec une courbe de Phillips traditionnelle dotée d'une racine unitaire. Ces autres mesures impliquent toutefois que l'économie canadienne fonctionnait près de son potentiel au cours de cette période, ce qui nous paraît hautement improbable. En effet, l'économie canadienne semblait alors fonctionner en-deçà de ses capacités.

L'hypothèse selon laquelle l'écart de production aurait des effets asymétriques sur le taux d'inflation a également été examinée. Les paramètres estimés indiquent effectivement que l'écart de production a des effets nettement moins importants sur l'inflation en situation d'offre excédentaire qu'en situation de demande excédentaire. La capacité de prévoir l'inflation depuis 1991 à l'aide de la courbe de Phillips à racine unitaire et effet de production asymétrique est supérieure à celle de l'équation traditionnelle, mais celle-là aurait quand même prévu de la déflation en 1995. Quant à l'équation avec changements de régime et asymétrie des effets de production, elle a présenté une capacité de prévision au cours de la période 1991-1995 à peu près identique à celle de l'équation avec symétrie. Ces résultats tendent à confirmer que l'hypothèse d'un changement du processus de formation des attentes permet d'expliquer mieux que l'hypothèse d'asymétrie des effets de production la piètre performance de la courbe de Phillips traditionnelle sur la période récente. Néanmoins, sur longue période, l'hypothèse d'asymétrie représente plus adéquatement la relation entre l'écart de production et l'inflation que l'hypothèse de symétrie.

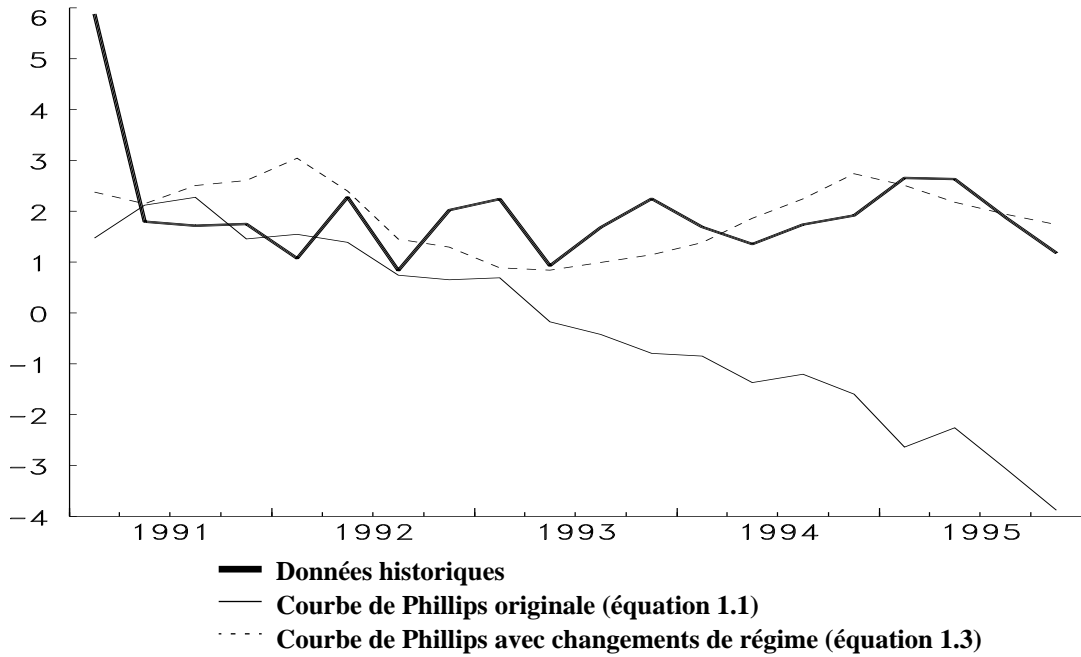
Graphique 1 : Effet d'une baisse cumulative de 2 % de la demande globale sur le taux d'inflation



Graphique 2 : Effet d'une dépréciation de 1 % du taux de change sur le niveau de l'IPCXAET



Graphique 3 : Simulations dynamiques du taux de croissance de l'IPCXAET à l'aide de différentes courbes de Phillips



Graphique 4 : Différentes mesures de l'écart de production

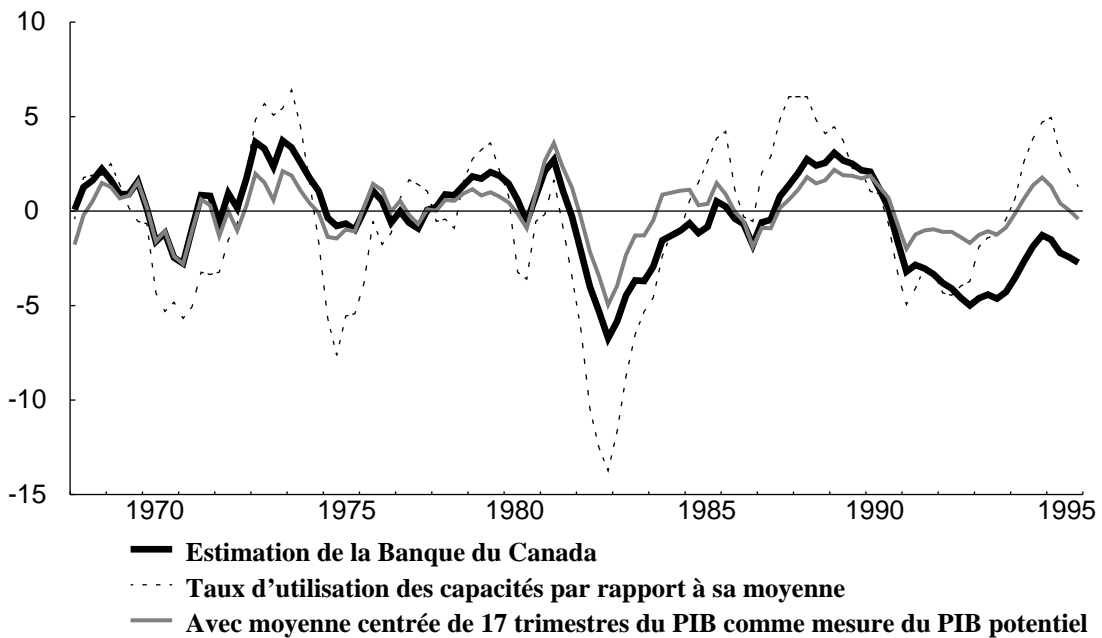


Tableau 1
Résultats de régressions réalisées avec la courbe de Phillips appliquée à l'IPCXAET

	Racine unitaire		Changements de régime	
	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)
Constante	0.00 (0.001)	0.00 ^c	-	-
∑ Retards :	1.00 ^c	1.00 ^c	-	-
Constante : P1	-	-	2.44 (1.74)	2.51 (1.79)
Constante : P2	-	-	0.19 (0.84)	0.36 (1.05)
Constante : P3	-	-	2.34 (2.71)	2.99 (3.58)
Constante : P4	-	-	1.35 (2.08)	1.33 (1.70)
∑ Retards : P1	-	-	0.38 (1.08)	0.41 (1.20)
∑ Retards : P2	-	-	1.00 ^c	1.00 ^c
∑ Retards : P3&P4	-	-	0.39 (1.93)	0.27 (1.36)
YGAP (-1)	0.29 (4.02)	0.18 (2.69)	0.27 (3.58)	0.16 (1.73)
POSGAP (-1)	-	0.59 (1.12)	-	1.64 (2.26)
paramètre α	-	1.36 (2.10)	-	2.05 (5.04)
∑ Δ INFIMP	0.50 (3.29)	0.49 (3.17)	-	-
∑ Δ INFIMP : P2	-	-	0.53 (2.56)	0.51 (2.42)
∑ Δ RPFX : P1, P3&P4	-	-	0.08 (1.47)	0.10 (1.78)
∑ Δ TXPCPIFE	-0.11 (-0.18)	-0.32 (-0.50)	0.68 (1.01)	0.30 (0.45)
∑ Δ GRPOIL	0.01 (3.24)	0.01 (2.53)	0.01 (4.18)	0.01 (2.94)
R²	0.79	0.79	0.84	0.85
Écart-type	1.46	1.47	1.28	1.24
Erreur quadratique (91-95)	2.30	1.08	0.63	0.76
Taux d'inflation prévu en 95	-2.96	-0.54	2.09	2.29
AR(4)	0.35	0.44	3.55	5.87
ARCH(4)	0.90	0.42	0.50	2.45
LR(2)	-	n.d.	-	10.24*

Toutes les équations sont estimées sur la période 1968T1-1994T4. Les statistiques t sont entre parenthèses.

Voir aussi les notes au bas du Tableau 2.

* significatif à un niveau de confiance de 99%.

Tableau 2
Résultats de régressions réalisées avec la courbe de Phillips à racine unitaire,
utilisant différentes mesures de l'écart de production

	YGAP	TUCP	YGAP 2	YGAP 3
Constante	0 (0.001)	0.03 (0.18)	-0.08 (-0.57)	-0.12 (-0.82)
∑ Retards	1.00^c	1.00^c	1.00^c	1.00^c
Écart de production (-1)	0.29 (4.02)	0.16 (3.80)	0.42 (3.76)	0.34 (3.87)
∑ Δ INFIMP	0.50 (3.29)	0.45 (2.96)	0.40 (2.56)	0.45 (2.95)
∑ Δ TXPCPIFE	-0.11 (-0.18)	-0.20 (-0.33)	-0.43 (-0.72)	-0.18 (-0.30)
∑ Δ GRPOIL	0.01 (3.24)	0.01 (2.37)	0.01 (3.01)	0.01 (3.14)
R²	0.79	0.79	0.79	0.81
Écart-type	1.46	1.47	1.47	1.47
Erreur quadratique (91-95)	2.30	0.72	0.64	0.97
Taux d'inflation prévu en 95	-2.96	2.72	1.20	0.49
AR(4)	0.35	0.28	0.39	0.38
ARCH(4)	0.90	2.27	1.21	1.60

Toutes les équations sont estimées sur la période 1968T1-1994T4.
 Les statistiques t sont entre parenthèses.

YGAP utilise la mesure de la production potentielle calculée à la Banque du Canada à l'aide d'un filtre multivarié élargi; TUCP est calculé avec le taux d'utilisation des capacités de production des industries productrices de biens, en déviation par rapport à sa moyenne pour la période 1962-1994; YGAP2 et YGAP3 utilisent respectivement une moyenne centrée des données de 17 et de 25 trimestres de la production.

AR(4) est un test dont l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation d'ordre 4; ARCH(4) est un test dont l'hypothèse nulle est l'absence d'hétéroscédasticité d'ordre 4; le test LR(2) vérifie l'hypothèse conjointe que POSGAP et α sont égaux à zéro. La valeur critique à un niveau de confiance de 95 % pour les tests AR(4) et ARCH(4) est de 9,49 et de 5,99 pour le test LR(2).

Tableau 3
Variables binaires utilisées pour les estimations de la courbe de Phillips
avec changements de régime

	P 1	P 2	P 3	P 4		P 1	P 2	P 3	P 4		P 1	P 2	P 3	P 4
68 : 1	1.00	0.00	0.00	0.00	77 : 1	0.00	1.00	0.00	0.00	86 : 1	0.00	0.00	1.00	0.00
68 : 2	1.00	0.00	0.00	0.00	77 : 2	0.00	1.00	0.00	0.00	86 : 2	0.00	0.00	1.00	0.00
68 : 3	1.00	0.00	0.00	0.00	77 : 3	0.00	1.00	0.00	0.00	86 : 3	0.00	0.00	1.00	0.00
68 : 4	1.00	0.00	0.00	0.00	77 : 4	0.00	1.00	0.00	0.00	86 : 4	0.00	0.00	1.00	0.00
69 : 1	1.00	0.00	0.00	0.00	78 : 1	0.00	1.00	0.00	0.00	87 : 1	0.00	0.00	1.00	0.00
69 : 2	1.00	0.00	0.00	0.00	78 : 2	0.00	1.00	0.00	0.00	87 : 2	0.00	0.00	1.00	0.00
69 : 3	1.00	0.00	0.00	0.00	78 : 3	0.00	1.00	0.00	0.00	87 : 3	0.00	0.00	1.00	0.00
69 : 4	1.00	0.00	0.00	0.00	78 : 4	0.00	1.00	0.00	0.00	87 : 4	0.00	0.00	1.00	0.00
70 : 1	1.00	0.00	0.00	0.00	79 : 1	0.00	1.00	0.00	0.00	88 : 1	0.00	0.00	1.00	0.00
70 : 2	1.00	0.00	0.00	0.00	79 : 2	0.00	1.00	0.00	0.00	88 : 2	0.00	0.00	1.00	0.00
70 : 3	1.00	0.00	0.00	0.00	79 : 3	0.00	1.00	0.00	0.00	88 : 3	0.00	0.00	1.00	0.00
70 : 4	1.00	0.00	0.00	0.00	79 : 4	0.00	1.00	0.00	0.00	88 : 4	0.00	0.00	1.00	0.00
71 : 1	1.00	0.00	0.00	0.00	80 : 1	0.00	1.00	0.00	0.00	89 : 1	0.00	0.00	1.00	0.00
71 : 2	1.00	0.00	0.00	0.00	80 : 2	0.00	1.00	0.00	0.00	89 : 2	0.00	0.00	1.00	0.00
71 : 3	1.00	0.00	0.00	0.00	80 : 3	0.00	1.00	0.00	0.00	89 : 3	0.00	0.00	1.00	0.00
71 : 4	1.00	0.00	0.00	0.00	80 : 4	0.00	1.00	0.00	0.00	89 : 4	0.00	0.00	1.00	0.00
72 : 1	1.00	0.00	0.00	0.00	81 : 1	0.00	1.00	0.00	0.00	90 : 1	0.00	0.00	1.00	0.00
72 : 2	1.00	0.00	0.00	0.00	81 : 2	0.00	1.00	0.00	0.00	90 : 2	0.00	0.00	1.00	0.00
72 : 3	1.00	0.00	0.00	0.00	81 : 3	0.00	1.00	0.00	0.00	90 : 3	0.00	0.00	1.00	0.00
72 : 4	1.00	0.00	0.00	0.00	81 : 4	0.00	1.00	0.00	0.00	90 : 4	0.00	0.00	1.00	0.00
73 : 1	1.00	0.00	0.00	0.00	82 : 1	0.00	0.90	0.10	0.00	91 : 1	0.00	0.00	1.00	0.00
73 : 2	1.00	0.00	0.00	0.00	82 : 2	0.00	0.80	0.20	0.00	91 : 2	0.00	0.00	1.00	0.00
73 : 3	1.00	0.00	0.00	0.00	82 : 3	0.00	0.70	0.30	0.00	91 : 3	0.00	0.00	0.90	0.10
73 : 4	1.00	0.00	0.00	0.00	82 : 4	0.00	0.60	0.40	0.00	91 : 4	0.00	0.00	0.67	0.33
74 : 1	0.00	1.00	0.00	0.00	83 : 1	0.00	0.50	0.50	0.00	92 : 1	0.00	0.00	0.33	0.67
74 : 2	0.00	1.00	0.00	0.00	83 : 2	0.00	0.40	0.60	0.00	92 : 2	0.00	0.00	0.33	0.67
74 : 3	0.00	1.00	0.00	0.00	83 : 3	0.00	0.30	0.70	0.00	92 : 3	0.00	0.00	0.10	0.90
74 : 4	0.00	1.00	0.00	0.00	83 : 4	0.00	0.20	0.80	0.00	92 : 4	0.00	0.00	0.10	0.90
75 : 1	0.00	1.00	0.00	0.00	84 : 1	0.00	0.10	0.90	0.00	93 : 1	0.00	0.00	0.00	1.00
75 : 2	0.00	1.00	0.00	0.00	84 : 2	0.00	0.00	1.00	0.00	93 : 2	0.00	0.00	0.00	1.00
75 : 3	0.00	1.00	0.00	0.00	84 : 3	0.00	0.00	1.00	0.00	93 : 3	0.00	0.00	0.00	1.00
75 : 4	0.00	1.00	0.00	0.00	84 : 4	0.00	0.00	1.00	0.00	93 : 4	0.00	0.00	0.00	1.00
76 : 1	0.00	1.00	0.00	0.00	85 : 1	0.00	0.00	1.00	0.00	94 : 1	0.00	0.00	0.00	1.00
76 : 2	0.00	1.00	0.00	0.00	85 : 2	0.00	0.00	1.00	0.00	94 : 2	0.00	0.00	0.00	1.00
76 : 3	0.00	1.00	0.00	0.00	85 : 3	0.00	0.00	1.00	0.00	94 : 3	0.00	0.00	0.00	1.00
76 : 4	0.00	1.00	0.00	0.00	85 : 4	0.00	0.00	1.00	0.00	94 : 4	0.00	0.00	0.00	1.00

Annexe 1

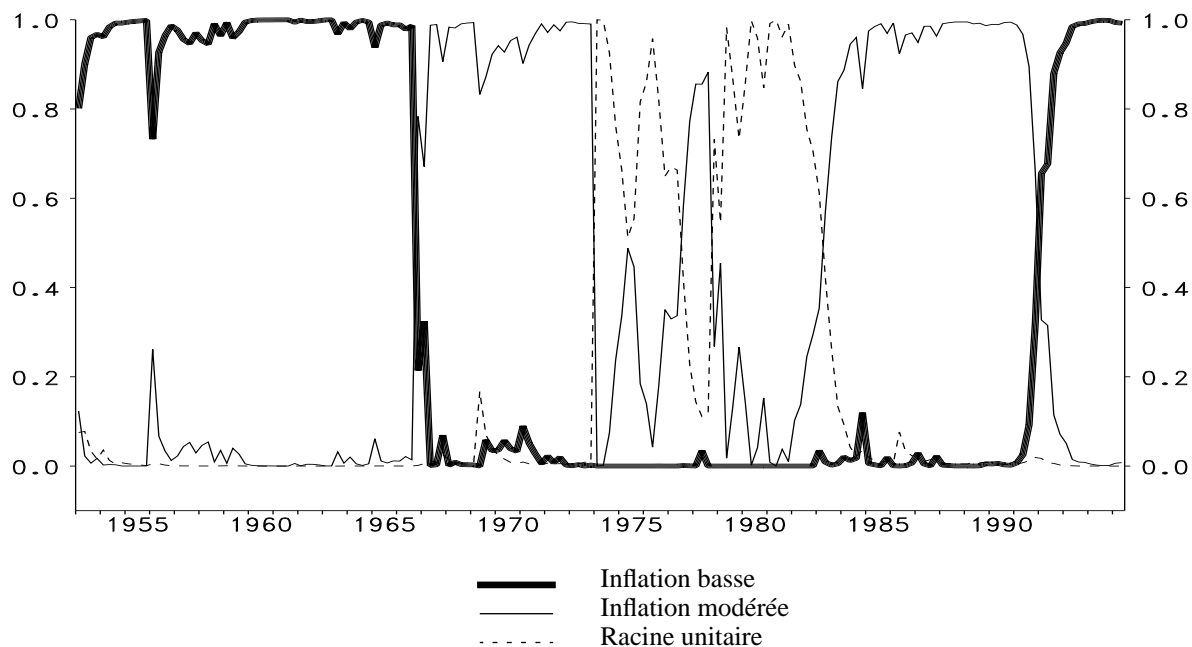
Résultats d'estimation du modèle de Markov à changement de régime appliqué au taux de croissance trimestriel de l'IPCXAE (1953-1994)

Régime	Constante	Inflation (-1)	Inflation (-2)	Écart-type	Probabilité conditionnelle de transition
1 ^{er} régime (inflation basse)	1.877 (0.155)	0.399 (0.105)	0 (0.243)	0.970 (0.232)	P(S2 S1) = 0.0097414
					P(S3 S1) = 0.0000006
2 ^e régime (inflation modérée)	4.265 (0.189)	0.256 (0.114)	0.214 (0.102)	1.104 (0.243)	P(S1 S2) = 0.0217609
					P(S3 S2) = 0.0164012
3 ^e régime (racine unitaire)	0	1	0	2.692 (0.079)	P(S1 S3) = 0.0000036
					P(S2 S3) = 0.0377194

Les écarts-type sont écrits entre parenthèses.

P(Si | Sj) correspond à la probabilité de passage du régime j au régime i.

Probabilités estimées avec le modèle de Markov



Annexe 2

Deux formulations de l'inflation importée dans la courbe de Phillips

Nous examinons dans cette annexe deux formulations de la courbe de Phillips qui se distinguent par les effets de l'inflation importée. Nous élaborons les deux formulations à partir d'un modèle simple où le taux d'inflation est représenté par la somme des composantes intérieure et importée. Dans la première formulation de la courbe de Phillips, où c'est le changement du taux de change réel qui apparaît dans l'équation, les attentes sont formées à partir de l'indice général des prix; dans la seconde formulation, soit celle où l'inflation importée apparaît en première différence, les attentes inflationnistes sont formées à partir des prix intérieurs seulement. Certains des développements qui suivent figurent également dans le texte de Dupasquier et Girouard (1992).

1. Modèle incluant l'effet du taux de change réel

Supposons d'abord que le niveau global des prix dans une petite économie ouverte, P , est donné par une moyenne pondérée des prix des biens et services produits localement, P^d , et des prix des biens et services importés, $P^f + S$:

$$P = \phi P^d + (1 - \phi)(P^f + S) \quad (\text{EQ 1})$$

où P^f est le niveau des prix étrangers, S , le taux de change nominal défini comme la valeur d'une unité de devises étrangères en dollar canadiens et ϕ , une fraction dont la valeur est comprise entre 0 et 1. Notons que toutes les variables sont définies sous forme logarithmique.

Exprimons maintenant l'équation précédente en différence première afin d'obtenir une formulation en termes de taux d'inflation :

$$\Delta P = \phi \Delta P^d + (1 - \phi)(\Delta P^f + \Delta S) \quad (\text{EQ 2})$$

Définissons le taux de variation des prix intérieurs, ΔP^d , comme une fonction des attentes d'inflation fondées sur l'indice général des prix, ΔPE , de l'écart de production, $YGAP$, et d'un terme d'erreurs, ε .

$$\Delta P^d = \Delta PE + \beta YGAP + \varepsilon \quad (\text{EQ 3})$$

En remplaçant l'équation (3) dans l'équation (2) et en divisant chaque membre de l'équation par ϕ , on obtient :

$$\frac{\Delta P}{\phi} = \Delta PE + \beta YGAP + \frac{(1-\phi)}{\phi}(\Delta P^f + \Delta S) + \varepsilon \quad (\text{EQ 4})$$

Nous savons aussi, par définition, que

$$\Delta P = \frac{\Delta P}{\phi} - \left(\frac{1-\phi}{\phi}\right)\Delta P \quad (\text{EQ 5})$$

Finalement, en remplaçant l'équation (4) dans l'équation (5), on obtient :

$$\Delta P = \Delta PE + \beta YGAP + \frac{(1-\phi)}{\phi}(\Delta P^f + \Delta S - \Delta P) + \varepsilon \quad (\text{EQ 6})$$

L'équation (6) est une formulation générale de la courbe de Phillips qui comprend l'influence des changements du taux de change réel, soit le terme $\Delta P^f + \Delta S - \Delta P$. Dans cette équation, l'effet de long terme d'un choc de taux de change nominal dépend du processus de formulation des attentes d'inflation. Si l'on suppose que les attentes ont une forme autorégressive avec racine unitaire, par exemple $\Delta PE = \Delta P_{-1}$, on obtient la courbe de Phillips suivante:

$$\Delta P = \Delta P_{-1} + \beta YGAP + \frac{(1-\phi)}{\phi}(\Delta P^f + \Delta S - \Delta P) + \varepsilon \quad (\text{EQ 7})$$

Il s'agit de l'une des équations estimées par Dupasquier et Girouard (1992) et par Duguay (1994). Selon cette formulation, un choc permanent du niveau du taux de change nominal (c'est-à-dire un choc temporaire du taux de variation de S) a un effet permanent sur le taux d'inflation, puisque le taux d'inflation comprend une racine unitaire. Selon Duguay, cette situation peut s'expliquer par la réaction des salaires aux variations des profits des entreprises après des variations du taux de change et par les effets ultérieurs des variations des salaires sur celles des prix.

Si, dans l'équation (6), les attentes d'inflation sont autorégressives mais n'ont pas une racine unitaire, par exemple $\Delta PE = \rho_0 + \rho_1 \Delta P_{-1}$ (avec $-1 < \rho_1 < 1$), on obtient la courbe de Phillips suivante :

$$\Delta P = \rho_0 + \rho_1 \Delta P_{-1} + \beta YGAP + \frac{(1-\phi)}{\phi}(\Delta P^f + \Delta S - \Delta P) + \varepsilon \quad (\text{EQ 8})$$

Cette formulation s'apparente à celle qui caractérise les sous-périodes P1, P3 et P4 de la courbe de Phillips que nous avons estimé dans la Section 4. Elle implique qu'un choc permanent du taux de change nominal n'exerce qu'un effet temporaire sur le taux d'inflation, mais un effet permanent sur le niveau général des prix.

2. Modèle incluant l'effet de l'inflation importée

Dans ce modèle, nous définissons le taux d'inflation des prix intérieurs apparaissant dans l'équation (2), ΔP^d , comme une fonction des attentes de variation des prix intérieurs, de l'écart de production, $YGAP$, et d'un terme d'erreurs, ε . Nous supposons, en outre, que les attentes d'inflation sont autorégressives avec racine unitaire, c'est-à-dire qu'elles sont définies simplement par le taux de variation des prix intérieurs de la période antérieure, ΔP^d_{-1} . Dans ces conditions, on obtient :

$$\Delta P^d = \Delta P^d_{-1} + \beta YGAP + \varepsilon \quad (\text{EQ 9})$$

En remplaçant l'équation (9) dans l'équation (2), on obtient :

$$\Delta P = \phi \Delta P^d_{-1} + \phi \beta YGAP + (1 - \phi)(\Delta P^f + \Delta S) + \phi \varepsilon \quad (\text{EQ 10})$$

Enfin, on peut soustraire ΔP_{-1} de chaque côté de l'équation et simplifier pour obtenir²⁸ :

$$\Delta P = \Delta P_{-1} + \phi \beta YGAP + (1 - \phi)\Delta(\Delta P^f + \Delta S) + \phi \varepsilon \quad (\text{EQ 11})$$

L'équation (11) correspond à la courbe de Phillips que nous estimons dans la Section 2. Il s'agit aussi de l'une des deux équations examinées par Dupasquier et Girouard (1992) et par Duguay (1994). On constate que l'influence du taux de change est différente de celle du modèle précédent. Contrairement à l'équation (7) avec racine unitaire, une variation permanente du taux de change nominal n'exerce pas d'effet permanent sur le taux d'inflation dans l'équation (11), bien qu'il ait un effet permanent sur le niveau général des prix²⁹.

28. Il faut se rappeler avant d'effectuer cette transformation que : $\Delta P_{-1} = \phi \Delta P^d_{-1} + (1 - \phi)(\Delta P^f + \Delta S)_{-1}$. Ceci découle de l'équation (2).

29. Duguay (1994) présente une façon de tester les deux formulations dans une courbe de Phillips à racine unitaire.

BIBLIOGRAPHIE

- Butler, L. (1996). «*A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*», The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model, Part 4. Banque du Canada, Rapport technique n° 77.
- Canova, F. (1993). «Detrending and Business Cycle Facts», Centre for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper n° 782.
- Clark, P., D. Laxton et D. Rose (1995). «Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus: Issues and Evidence», IMF Working Paper, WP/95/76, juillet.
- Coletti, D., B. Hunt, D. Rose et R. Tetlow (1996). «*The Dynamic Model : QPM*». The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model, Part 3. Banque du Canada, Rapport technique n° 75.
- Cozier, B. V. (1989). «On the Aggregate Implications of Optimal Price Adjustment», Banque du Canada, document de travail 89-4, novembre.
- Cozier, B. V. (1991). *Wage and Price Dynamics in Canada*, Banque du Canada, Rapport technique n° 56, novembre.
- Cozier, B. V. et G. Wilkinson (1991). *Some Evidence on Hysteresis and the Costs of Disinflation in Canada*, Banque du Canada, Rapport technique n° 55, août.
- Duguay, P. (1984). *Empirical Evidence on Price Determination in Canada: An Aggregate Approach*, Banque du Canada, préparé pour la Commission royale sur l'union économique et les perspectives de développement pour le Canada.
- Duguay, P. (1994). «Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada», *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, n° 1, février.
- Dupasquier, C. et N. Girouard (1992). «Une nouvelle courbe de Phillips au Canada», document interne, Banque du Canada, mai.

- Hostland, D. (1995). «Changes in the Inflation Process in Canada : Evidence and Implications», Banque du Canada, document de travail 95-5, mai.
- Laxton, D., G. Meredith et D. Rose (1995). «Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation», *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 42, n° 2.
- Laxton, D., N. Ricketts et D. Rose (1994). «Incertitude, apprentissage et crédibilité de la politique monétaire» dans *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Banque du Canada.
- Laxton, D., D. Rose et R. Tetlow (1993). «Is the Canadian Phillips Curve Non-linear?» Banque du Canada, document de travail 93-7, juillet.
- Macklem, T. (1997). «Asymmetry in the Monetary Transmission Mechanism: What Can We Learn from VARs?», Banque du Canada, document de travail, à paraître.
- Perron, P. (1994). «Non-stationnarités et non-linéarités dans le processus d'inflation au Canada», dans *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Banque du Canada.
- Poloz, S. S. et G. Wilkinson (1992). «Is Hysteresis a Characteristic of the Canadian Labour Market? A Tale of Two Studies», Banque du Canada, document de travail 92-3, mai.
- Ricketts, N. et D. Rose (1995). «Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G-7 Economies», Banque du Canada, document de travail 95-6.
- Turner, D. (1995). «Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies», *OECD Economic Studies*, 1995/1.

Documents de travail de la Banque du Canada

1997

- 97-1 Reconsidering Cointegration in International Finance: Three Case Studies of Size Distortion in Finite Samples M.-J. Godbout et S. van Norden
- 97-2 Fads or Bubbles? H. Schaller et S. van Norden
- 97-3 La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses J.-F. Fillion et A. Léonard

1996

- 96-3 Regime-Switching Models: A Guide to the Bank of Canada Gauss Procedures S. van Norden et R. Vigfusson
- 96-4 Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions J. Armour, W. Engert et B. S. C. Fung
- 96-5 A Distant-Early-Warning Model of Inflation Based on M1 Disequilibria J. Armour, J. Atta-Mensah, W. Engert et S. Hendry
- 96-6 Provincial Credit Ratings in Canada: An Ordered Probit Analysis S. Cheung
- 96-7 An Econometric Examination of the Trend Unemployment Rate in Canada D. Côté et D. Hostland
- 96-8 Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary-Policy Shocks M. Kasumovich
- 96-9 Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation? A. Crawford et M. Kasumovich
- 96-10 Unit-Root Tests and Excess Returns M.-J. Godbout et S. van Norden
- 96-11 Avoiding the Pitfalls: Can Regime-Switching Tests Detect Bubbles? S. van Norden et R. Vigfusson
- 96-12 The Commodity-Price Cycle and Regional Economic Performance in Canada M. Lefebvre et S. Poloz
- 96-13 Speculative Behaviour, Regime-Switching and Stock Market Crashes S. van Norden et H. Schaller
- 96-14 L'endettement du Canada et ses effets sur les taux d'intérêt réels de long terme J.-F. Fillion
- 96-15 A Modified P*-Model of Inflation Based on M1 J. Atta-Mensah

Les documents de travail des années précédentes ne sont pas énumérés ici, mais sont encore disponibles.

Pour se procurer une publication de la Banque, s'adresser à la :
Diffusion des publications, Banque du Canada, 234 rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9.

Adresse électronique : publications@bank-banque-canada.ca
WWW : <http://www.bank-banque-canada.ca/>
FTP : <ftp.bank-banque-canada.ca> (login: anonymous;
sous-répertoire : /pub/publications/working.papers)