

Les non-linéarités dans la relation entre la production et l'inflation

*Chantal Dupasquier et Nicholas Ricketts**

Introduction

Depuis le début des années 90, un certain nombre de pays enregistrent une faible inflation, cependant que plusieurs banques centrales s'engageaient explicitement à ramener l'inflation à un bas niveau ou à l'y maintenir. Cette évolution des quelques dernières années a amené bien des économistes à s'interroger sur les pertes de production liées à la désinflation de même que sur l'adaptation de l'économie à un contexte caractérisé par une faible inflation. La méthode couramment employée dans la littérature consiste à utiliser une courbe de Phillips linéaire pour évaluer le « manque à produire » tout au long de la période de désinflation. On fait alors l'hypothèse que l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation est constant dans le temps et que l'écart entre l'inflation observée et l'inflation attendue est tout simplement proportionnel à celui entre la production effective et la production potentielle, c'est-à-dire l'écart de production. On postule en particulier que la taille de l'effet produit par l'écart de production sur l'écart de l'inflation observée par rapport au niveau attendu ne varie en fonction ni du niveau initial de l'inflation ni du signe de l'écart de production ni d'autres indicateurs économiques. Il existe toutefois dans les travaux de nature théorique un courant de pensée selon lequel l'arbitrage production-inflation dépend de la situation initiale de l'économie; d'ailleurs, les résultats empiriques présentés dans un certain nombre d'études récentes

* *Nous remercions Paul Fenton, Seamus Hogan, David Longworth, Tiff Macklem, John Murray, Pierre St-Amant, Simon van Norden et David Tessier pour leurs commentaires et suggestions, ainsi que Jennifer Page et Vincent Lo pour leur excellent soutien sur le plan technique.*

indiquent l'existence possible de toute une gamme de non-linéarités dans la courbe de Phillips. Du point de vue des autorités, il importe de connaître la source des non-linéarités éventuelles car elles pourraient avoir, selon leur origine théorique, des conséquences fort différentes pour la conduite de la politique monétaire.

Nous analysons ici le processus dynamique d'inflation afin de voir s'il est possible de détecter des variations dans le temps de la relation entre la production et l'inflation. Nous essayons aussi de cerner les causes de ces variations. Nos tests visent à définir, dans le cadre d'une courbe de Phillips à court terme, les variables qui influent sur l'arbitrage production-inflation. À la différence de la plupart des autres études, notre analyse permet d'évaluer simultanément la présence de différents types de non-linéarité. L'étude porte sur les cas canadien et américain. Dans la première section, nous faisons le tour des modèles qui présupposent un ratio de sacrifice variable dans le temps, puis nous exposons les conséquences qui en découlent pour les responsables de la politique monétaire. Dans la deuxième, nous soumettons la relation production-inflation à un test simple de non-linéarité. La troisième section offre un examen plus détaillé de la variation de cette relation dans le temps, en la rattachant aux variables qui caractérisent différents modèles de comportement non linéaire. La dernière section renferme nos conclusions.

1 Survol de la littérature

La forme que revêt la courbe de Phillips en courte période est une question qui ne date pas d'hier et qui a suscité récemment un regain d'intérêt. Selon une hypothèse couramment adoptée, les attentes (ou anticipations) peuvent être représentées par une moyenne pondérée simple des taux d'inflation passés, qui débouche sur la version accélérationniste de la courbe de Phillips¹. Il est maintenant admis que le mode de formation des attentes peut dépendre, entre autres choses, du régime de politique monétaire; en conséquence, il ne convient peut-être pas d'attribuer une pondération constante aux taux d'inflation passés. Les économistes ont ainsi été amenés à chercher des variables représentant mieux les anticipations, par exemple en recourant aux résultats d'enquêtes pour évaluer le taux d'inflation attendu, de même qu'à distinguer la dynamique des anticipations, d'une part, et la dynamique intrinsèque liée à l'inertie des prix, d'autre part.

La forme fonctionnelle que les chercheurs ont privilégiée jusqu'ici est la courbe de Phillips linéaire. Le modèle linéaire a toujours été considéré comme une simplification rendue nécessaire par l'insuffisance des données,

1. Le lecteur trouvera plus de détails sur la courbe de Phillips accélérationniste dans Cozier et Wilkinson (1990), Dupasquier et Girouard (1992) et Duguay (1994).

qui empêchait d'estimer de manière fiable d'éventuels phénomènes non linéaires. Au cours des dernières années, grâce à l'allongement des périodes couvertes par les données, la possibilité que la courbe de Phillips soit non linéaire a fait l'objet d'analyses plus approfondies. L'un des courants de la recherche empirique a cherché à mettre en évidence l'existence d'une courbe de Phillips convexe, qui donnerait lieu à des effets asymétriques de l'écart de production sur l'inflation selon qu'on est en présence d'un excédent de la demande ou de l'offre. Un autre axe de recherche rattache le ratio de sacrifice au niveau ou à la volatilité de l'inflation.

1.1 Les modèles théoriques faisant dépendre l'arbitrage production-inflation de l'état de l'économie

Plusieurs modèles théoriques décrivant le processus d'établissement des prix postulent que la pente de la courbe de Phillips est fonction de la situation macroéconomique. Il en découle que les décideurs publics doivent se soucier non seulement de la non-linéarité éventuelle de la courbe, mais aussi de sa source. Le fait que le ratio de sacrifice dépende par exemple du niveau de l'inflation plutôt que du signe de l'écart de production a des conséquences tout à fait fondamentales pour les autorités. Nous décrivons rapidement ici cinq modèles différents qui peuvent servir à formaliser une relation asymétrique entre la production et l'inflation ou encore le caractère dynamique d'une relation par ailleurs linéaire. (La relation linéaire et ces cinq modèles sont illustrés à l'aide de graphiques à l'Annexe 1.)

Le premier modèle, le *modèle à contrainte de capacité*, repose sur l'hypothèse que certaines entreprises ont du mal à accroître leur capacité de production en courte période. Par conséquent, lorsque la demande globale est vigoureuse, son incidence sur l'inflation sera plus marquée si un plus grand nombre d'entreprises ont une capacité limitée d'accroître leur production à court terme. Selon ce modèle, l'inflation devient de plus en plus sensible à l'excédent de la demande. Dans ce cadre particulier, la courbe de Phillips à court terme est de forme convexe, comme l'illustre le graphique 2 de l'Annexe 1. Cette forme est compatible avec les premiers travaux empiriques consacrés à la courbe de Phillips (notamment ceux de Phillips, 1958), qui présumaient que la relation était non linéaire, un excédent de la demande étant censé accroître l'inflation davantage qu'un excédent de l'offre ne devait la réduire. Dans une version simplifiée du modèle, le ratio de sacrifice est plus élevé en présence d'une offre excédentaire qu'en cas de demande excédentaire.

Dans le modèle à contrainte de capacité, le coût d'une désinflation ne dépend pas du niveau initial de l'inflation, tout comme dans le modèle linéaire simple. Le modèle à contrainte de capacité a cependant d'importantes répercussions sur la conduite d'une politique monétaire qui

visé à maîtriser l'inflation². Une conséquence directe d'une courbe de Phillips convexe est que plus la production est stable, plus le niveau moyen de la production dans l'économie est élevé. Étant donné les décalages qui caractérisent la transmission de la politique monétaire, les autorités ont intérêt dans ce cas à agir de façon préventive face aux tensions inflationnistes. C'est généralement la conclusion à laquelle on parvient lorsqu'on compare des politiques axées sur la maîtrise de l'inflation dans le cadre de courbes de Phillips linéaire et non linéaire (voir par exemple Laxton, Meredith et Rose, 1995). Le raisonnement qui sous-tend ce résultat est le suivant : un resserrement préventif de la politique monétaire, en présence de tensions inflationnistes, contribue à empêcher l'économie d'atteindre la portion de la courbe de Phillips où l'inflation commence à s'accélérer, de sorte qu'il ne sera pas nécessaire par la suite de provoquer un écart de production négatif aussi marqué pour contrecarrer la forte hausse de l'inflation.

Le deuxième modèle, le *modèle à signaux brouillés*, a été proposé par Lucas (1973). Dans ce modèle, une relation s'établit entre la production et l'inflation parce que les entreprises sont incapables de faire une distinction claire entre les mouvements du niveau général des prix et les variations des prix relatifs, lesquelles ne sont pas directement observables et doivent être déduites du comportement des différents prix. Or, les entreprises décident de leur production à la lumière de l'évolution estimative des prix relatifs. Ce qui importe, par conséquent, dans la détermination de la relation statistique mesurée entre la production et l'inflation, c'est le niveau de bruit contenu dans les signaux émis par les prix. Si l'indice global des prix affiche une grande volatilité, il est difficile de juger de l'évolution des prix relatifs, de sorte que les variations des différents prix seront attribuées en majeure partie à l'évolution générale des prix. Dans ces conditions, la production réagira moins aux chocs de demande globale quand la volatilité des prix est forte que lorsqu'elle est faible. La courbe de Phillips à court terme peut dans ce cas être linéaire, mais sa pente varie en fonction de la volatilité de l'inflation. Ce type de relation est représenté au graphique 3 de l'Annexe 1.

Dans un troisième modèle, le *modèle à coût d'ajustement*, la relation entre la production et l'inflation varie en fonction du niveau de cette dernière. Par exemple, Ball, Mankiw et Romer (1988) montrent que, en présence de coûts d'étiquetage, les entreprises ne modifient pas toutes leurs prix en réaction à un choc de demande. Cependant, plus les entreprises qui décident d'ajuster leurs prix sont nombreuses, plus le niveau général des prix est sensible aux variations de la demande. À mesure que l'inflation

2. Macklem (1997) décrit de façon approfondie ce modèle et ses conséquences pour la politique monétaire.

augmente et que les entreprises corrigent la fréquence et la taille de leurs modifications de prix, les chocs de demande globale se répercutent moins sur la production et davantage sur le niveau des prix. Ball et Mankiw (1994) évoquent une autre conséquence de ce genre de modèles. En présence d'une inflation tendancielle, les prix devraient être plus flexibles à la hausse qu'à la baisse, car certaines entreprises sont en mesure d'obtenir une baisse des prix relatifs de leurs produits grâce à l'inflation tendancielle sans avoir à modifier leurs propres prix, ce qui leur occasionnerait des coûts réels. Le modèle peut donc se traduire par une courbe de Phillips convexe qui devient linéaire lorsque l'inflation diminue.

Un autre exemple a trait à la durée des contrats. Le processus de négociation des salaires et des avantages sociaux entre entreprises et travailleurs est coûteux. Il pourrait donc se révéler optimal, dans un climat de faible inflation, de négocier des conventions collectives de plus longue durée en moyenne de manière à réduire les coûts des entreprises. Dans ce cas, en présence d'un choc, même si les prix et les salaires étaient entièrement flexibles à long terme, l'existence de ces contrats ferait obstacle à un ajustement rapide. Le modèle à coût d'ajustement implique que la courbe de Phillips a une pente plus prononcée — et peut même être convexe — quand l'inflation est rapide que lorsqu'elle est lente. Cette relation est illustrée au graphique 4 de l'Annexe 1, où la pente dépend du taux d'inflation moyen.

Dans le modèle à coût d'ajustement, l'incidence de l'écart de production sur la différence entre l'inflation observée et l'inflation attendue est fonction du taux d'inflation moyen. En pareil cas, les autorités monétaires risquent d'avoir beaucoup plus de mal à réduire l'inflation lorsque celle-ci est faible que si elle est relativement élevée. Cela signifie que les avantages d'une réduction de l'inflation devront être plus marqués pour justifier une désinflation quand la hausse des prix est déjà faible. Dans la même foulée, le modèle implique qu'il pourrait être plus facile de maîtriser l'inflation quand elle est faible, puisque l'ajustement aux chocs de demande excédentaire est plus lent, ce qui donne plus de temps aux autorités monétaires pour réagir. Le temps de réaction plus long de la politique monétaire permettrait de recueillir plus de renseignements sur la taille de l'excédent de la demande.

Un autre modèle qui permet d'expliquer la présence éventuelle d'une relation asymétrique entre la production et l'inflation est le *modèle à rigidité des salaires nominaux à la baisse*. Stiglitz (1986) et Fisher (1989) fournissent un excellent tour d'horizon des modèles théoriques qui peuvent produire une inertie des salaires à la baisse. Dans ce type de modèle, les travailleurs sont plus réticents à accepter une diminution de leurs salaires nominaux qu'une baisse de leurs rémunérations réelles à cause du

phénomène d'illusion monétaire ou encore de facteurs d'ordre institutionnel ou comportemental. Par conséquent, dans un contexte de faible inflation, les salaires relatifs pourraient s'ajuster lentement, ce qui se traduirait par une affectation moins efficace des ressources. À condition que les salaires finissent par s'ajuster complètement aux divers chocs de demande, ce modèle a deux conséquences pour la forme de la courbe de Phillips en courte période. Premièrement, il implique que les planchers salariaux en termes nominaux auront probablement un effet plus important quand l'inflation est faible puisque, plus cette dernière est élevée en moyenne, moins une réduction des salaires nominaux risque d'être nécessaire pour que les salaires réels reculent. Deuxièmement, si la rigidité des salaires joue uniquement à la baisse, il se pourrait qu'un excédent de l'offre exerce un effet moins marqué sur l'inflation dans un contexte de faible inflation qu'un excédent de la demande, d'où un effet asymétrique de l'écart de production. Akerlof, Dickens et Perry (1996) ont proposé récemment un modèle dans lequel la rigidité des salaires nominaux à la baisse conduit également à un arbitrage à long terme entre l'inflation et la production³. Dans la partie empirique de notre étude, nous nous limitons cependant aux modèles formalisant un arbitrage à court terme. Le graphique 5 de l'Annexe 1 illustre la relation production-inflation dans les modèles à rigidité des salaires nominaux à la baisse qui comportent un arbitrage à court terme.

Un cinquième et dernier modèle, le *modèle de concurrence monopolistique*, vise à décrire la politique d'établissement des prix d'entreprises actives sur des marchés oligopolistiques ou se trouvant en concurrence monopolistique (voir par exemple Stiglitz, 1984). Dans ces conditions, les producteurs peuvent être incités à réduire leurs prix plus rapidement pour éviter que leurs concurrents ne leur coupent l'herbe sous le pied. Par contre, ils peuvent hésiter à les relever, même quand le niveau général des prix augmente, afin d'éviter l'arrivée de nouveaux concurrents sur le marché. Ce dernier type de modèle est compatible avec une courbe de Phillips à court terme de forme concave, comme celle qui est représentée au graphique 6 de l'Annexe 1.

1.2 Les résultats empiriques

Les études empiriques portant sur la nature de la relation d'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation ont suivi diverses pistes. Dans un certain nombre d'entre elles, les auteurs cherchent à établir si les chocs de demande mesurés en termes nominaux ont des effets différents sur la production selon les pays et expliquent les différences entre pays au moyen

3. Fortin et Prud'homme (1984) se penchent également sur la question de la rigidité des salaires nominaux et l'hypothèse d'une courbe de Phillips non linéaire.

de variables propres à un modèle particulier. D'autres auteurs tentent de déceler une courbe de Phillips non linéaire à partir de données relatives à un seul pays ou à plusieurs. Cependant, la plupart des études font appel pour cela à un cadre qui ne permet d'envisager qu'un seul type de non-linéarité à la fois.

Laxton, Rose et Tetlow (1993) ainsi que Clark, Laxton et Rose (1996), entre autres auteurs, examinent différentes formes fonctionnelles afin de saisir l'effet de l'asymétrie dans le modèle à contrainte de capacité. L'équation suivante découle d'une simplification qui ne retient que les éléments essentiels du modèle :

$$\pi_t = A(L)\pi_{t-1} + B(L)\pi_{t+1}^a + \beta_1 \text{ÉCART}_t + \beta_2 \text{ÉCARTPOS}_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

où π est le taux d'inflation, π^a le taux d'inflation anticipé, ÉCART l'écart de production et ε un choc aléatoire.

La variable ÉCARTPOS est égale à l'écart de production si l'économie affiche une demande excédentaire et à zéro en cas d'offre excédentaire. En prenant pour point de départ ce cadre simplifié, Laxton, Rose et Tetlow constatent une asymétrie significative de l'arbitrage entre la production et l'inflation au Canada pour la période allant de 1975 à 1991⁴. Clark, Laxton et Rose obtiennent le même genre de résultat dans le cas des États-Unis pour la période comprise entre le quatrième trimestre de 1964 et celui de 1990⁵.

Fillion et Léonard (1997) réexaminent la forme de la courbe de Phillips au Canada pour la période allant du dernier trimestre de 1968 à celui de 1994. Outre qu'ils décèlent une relation asymétrique entre l'écart de production et l'inflation, ils soutiennent que le mode de formation des attentes en matière d'inflation s'est modifié dans le temps. Comme Laxton, Rose et Tetlow et Clark, Laxton et Rose, ils constatent la présence, dans les données canadiennes, d'une asymétrie s'expliquant par le modèle à contrainte de capacité⁶.

À partir de données sur le produit intérieur brut (PIB) en termes nominaux et réels ainsi que sur la variabilité de l'inflation dans un certain

4. Laxton, Rose et Tetlow se servent de données annuelles, tandis que Clark, Laxton et Rose utilisent des données trimestrielles.

5. Dans son étude du processus d'inflation dans les pays du Groupe des Sept, Turner (1995) conclut que l'arbitrage entre la production et l'inflation est asymétrique aux États-Unis, au Japon et au Canada, sans pour autant rejeter un modèle linéaire pour les quatre autres pays. Debelle et Laxton (1996) présentent d'autres résultats relatifs au Canada.

6. Fillion et Léonard font cependant remarquer que leur estimation de la taille de l'asymétrie pourrait être imprécise.

nombre de pays, Lucas (1973) a mis en rapport la volatilité des prix et l'effet des chocs de demande nominale sur la production réelle. Ball, Mankiw et Romer (1988) ont montré, également à l'aide de données internationales, que l'arbitrage entre la production et l'inflation, sur l'ensemble de la période 1948-1986, dépendait du taux d'inflation moyen. Ils ont aussi constaté que la prise en compte de l'influence exercée par ce dernier avait pour effet de réduire le degré de signification des mesures de volatilité utilisées par Lucas. Dans les pays où l'inflation moyenne est faible, la courbe de Phillips à court terme est relativement plate : les fluctuations de la demande globale nominale ont d'importants effets sur la production. Par contre, dans les pays où l'inflation moyenne est élevée, la courbe de Phillips a une forte pente : les fluctuations de la demande se répercutent rapidement sur les prix. Yates et Chapple (1996) étudient la robustesse des résultats obtenus par Ball, Mankiw et Romer en se fondant sur une série plus longue de données pour chaque pays. Ils se penchent également sur l'influence éventuelle du rythme de désinflation sur la valeur du ratio de sacrifice. Ils constatent que les résultats de Ball, Mankiw et Romer sont assez solides, même si le chiffre qu'ils obtiennent est inférieur à celui de ces derniers. Leurs résultats, bien que peu significatifs, indiquent également qu'une désinflation rapide n'est pas plus coûteuse, sur le plan de la production, qu'une désinflation lente. Cependant, Koelln, Rush et Waldo (1996) contestent la méthodologie retenue par Ball, Mankiw et Romer pour mesurer les effets produits par les chocs de demande globale. Ils soutiennent que, lorsqu'on tient compte de multiplicateurs différents pour les dépenses publiques et la politique monétaire, l'influence exercée par le niveau de l'inflation conformément au modèle à coût d'ajustement disparaît.

Kiley (1996) étudie l'évolution de l'inflation et de la production dans 43 pays pendant la période examinée par Ball, Mankiw et Romer de même que sur un échantillon comprenant les dernières années. Selon les résultats qu'il obtient, la production se caractériserait par une faible persistance lorsque l'inflation est forte, ce qui cadre bien avec les conclusions de Ball, Mankiw et Romer et de Lucas. Kiley montre également que la faible incidence réelle des chocs nominaux de même que leur faible persistance quand l'inflation est élevée découlent directement d'une moindre rigidité des prix en climat de forte inflation — une conclusion qui corrobore les résultats présentés par Ball, Mankiw et Romer⁷. Amano et Macklem (1997), qui font appel au modèle d'ajustement faisant intervenir les coûts d'étiquetage, obtiennent des résultats qui appuient dans une certaine mesure la validité de ce modèle dans le cas du Canada.

7. Loungani, Razin et Yuen (1997) parviennent à une conclusion analogue.

Coulton (1993) et Bean (1993) examinent chacun de leur côté des modèles qui expriment la forme non linéaire de la courbe de Phillips en fonction du niveau de l'inflation et de l'écart de production. Coulton constate que, au Royaume-Uni, le coefficient de l'écart de production est fonction du taux d'inflation. Bean obtient des résultats qui vont dans le même sens au moyen d'un échantillon remontant aux années 1850.

En revanche, Eisner (1997) montre à partir de données américaines que la courbe de Phillips est concave, c'est-à-dire qu'elle est plus plate quand le taux de chômage est inférieur au taux de chômage non accélérationniste (TCNA) défini de la façon habituelle et qu'elle a une pente plus marquée dans le cas contraire. Eisner remet en question le modèle traditionnel relatif au taux naturel de chômage en faisant valoir que, durant la période récente, alors même que le taux de chômage était inférieur au TCNA, on n'a observé aucune accélération de l'inflation. Stiglitz (1997) fait aussi état de résultats obtenus par le U.S. Council of Economic Advisers, d'après lesquels la courbe de Phillips serait concave.

Gordon (1996) présente de nouvelles estimations de courbes de Phillips linéaires obtenues à l'aide d'une mesure du TCNA variable dans le temps, tout en effectuant des tests en vue de déceler des signes de non-linéarité. Ses résultats contredisent ceux d'Eisner en ce qui concerne la concavité de la courbe de Phillips à court terme. Gordon conclut son étude en signalant que la courbe de Phillips est décidément linéaire en courte période dans le cas des États-Unis, du moins quand l'inflation et le taux de chômage se situent dans la fourchette observée de 1955 à 1996 (Gordon, 1996, p. 28)⁸.

L'une des rares études qui aborde le problème de façon globale est celle d'Evans (1992). Faisant appel à un vecteur autorégressif (VAR) à caractère structurel qui comporte des paramètres variables dans le temps et des résidus obéissant à un processus GARCH, il étudie la relation d'arbitrage entre la production et l'inflation aux États-Unis de 1953 à 1991. Il explicite un modèle qui permet de rattacher la non-linéarité à la volatilité de l'inflation et simultanément à son niveau. Il constate que, avant 1974, l'arbitrage production-inflation varie indépendamment aussi bien du taux d'inflation moyen que de la variance de l'inflation, tandis qu'après 1974,

8. Lown et Rich (1997), qui estiment une courbe de Phillips linéaire appliquée à l'évolution de l'indice des prix à la consommation (IPC) aux États-Unis, concluent que l'inflation et ses déterminants n'ont pas affiché de comportement inhabituel au cours de la période récente. À l'inverse, King et Watson (1994) constatent un changement structurel manifeste du comportement de l'inflation et du chômage aux États-Unis au début des années 70.

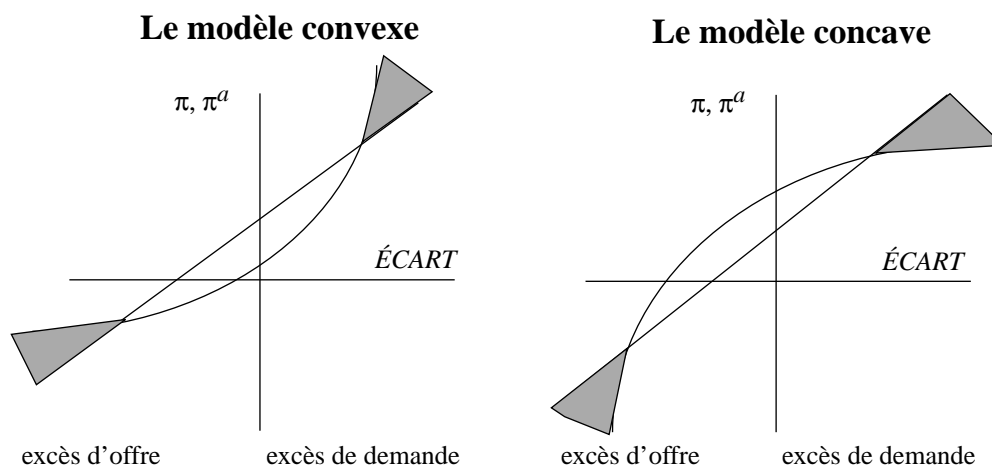
l'incidence des chocs nominaux sur la production réelle est fonction inverse du niveau de l'inflation.

L'une des difficultés que présente la courbe de Phillips réside dans la détermination des sources de non-linéarité. Pour établir l'existence de relations non linéaires, il faudrait idéalement pouvoir distinguer l'un de l'autre les effets non linéaires liés au niveau de l'inflation, à la volatilité de l'inflation et à l'excédent de la demande, mais cela n'est peut-être pas possible. D'après certaines études, la volatilité de l'inflation et le niveau de celle-ci pourraient présenter une forte corrélation, qui empêcherait de départager le modèle à signaux brouillés et le modèle à coût d'ajustement. On peut également s'attendre à avoir du mal à différencier le modèle à coût d'ajustement et le modèle à contrainte de capacité étant donné qu'une inflation élevée coïncide généralement avec un excédent marqué de la demande. Clark, Laxton et Rose (1995) soulignent une autre difficulté à laquelle on se heurte lorsqu'on veut détecter l'asymétrie liée au signe de l'écart de production. Si un excédent de la demande fait varier davantage l'inflation inattendue qu'un excédent de l'offre, une politique monétaire visant à stabiliser l'inflation en niveau doit produire, en moyenne, un écart de production négatif. Cela signifie que les mesures habituelles de l'écart de production comporteront un biais, puisqu'elles reposent généralement sur l'hypothèse d'un écart nul, en moyenne, en longue période. Clark, Laxton et Rose montrent aussi que, si l'on ne tient pas compte de ce facteur, on risque d'être amené à écarter ce genre d'effet non linéaire.

2 Un test simple d'asymétrie

Nous nous livrons ici à quelques expériences simples afin de déceler la présence d'asymétries dans l'arbitrage entre la production et l'inflation. L'objectif étant de déterminer la mesure dans laquelle un modèle linéaire simple réussit à prévoir l'inflation, nous allons essayer d'établir s'il produit des erreurs systématiques de prévision.

Les deux figures présentées ci-après illustrent une courbe de Phillips convexe et une autre concave. En utilisant un modèle linéaire pour prévoir l'inflation lorsque celle-ci est en réalité générée par un modèle non linéaire, on devrait observer des erreurs de prévision systématiques pour des valeurs extrêmes de l'écart de production. Si ces valeurs extrêmes correspondent généralement à une sous-estimation de l'inflation, cela signifie que la vraie courbe est convexe. Inversement, si les corrélations entre les valeurs extrêmes de l'écart de production et les erreurs de prévision de l'inflation sont négatives, le taux d'inflation prévu est systématiquement supérieur au taux effectif, ce qui correspond aux zones ombrées du modèle concave.



Le test est effectué dans le cadre d'un VAR structurel (VARS) à trois variables, qui définit la différence première de l'inflation, de la production et du taux d'intérêt réel sous la forme d'un processus stochastique réagissant à trois types de choc structurel⁹. D'autres auteurs ont déjà fait appel à des VARS pour identifier la production potentielle et les écarts de production sous certaines conditions à long terme¹⁰. Les VARS ont été largement utilisés pour isoler les chocs de politique monétaire, de même que pour détecter les asymétries dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Nous recourons à ce type de processus pour cerner les composantes inattendues des variations de la production et de l'inflation. Nous mettons en œuvre à cette fin différentes combinaisons de chocs structurels fondamentaux. Les chocs qui ont un effet permanent sur la production sont qualifiés de chocs d'offre, tandis que les chocs de demande (de nature monétaire ou non) sont ceux qui agissent de manière temporaire. Ce cadre étant posé, nous estimons un écart de production défini comme l'effet cumulatif des chocs structurels temporaires sur la production. L'Annexe 2 décrit plus en détail la méthode VARS utilisée pour mesurer l'écart de production. Quant à l'Annexe 3, elle présente les données de manière plus complète.

9. DeSerres et Guay (1995) montrent qu'il importe d'inclure un nombre suffisant de retards dans les vecteurs autorégressifs estimés. Nous recourons au test du rapport des vraisemblances pour établir à huit le nombre optimal de retards à incorporer à ces vecteurs. L'application de tests du multiplicateur de Lagrange aux résidus des équations estimées montre que ces derniers ne sont pas autocorrélés.

10. Dupasquier, Guay et St-Amant (1997) comparent les diverses méthodologies existantes et exposent les avantages de l'approche VARS.

Pour calculer les erreurs de prévision de l'inflation, nous nous servons d'une équation de forme réduite exprimant la dynamique des prix. Les erreurs sont calculées au moyen de prévisions effectuées à l'horizon de deux périodes¹¹. Nous présentons au Tableau 1 un test paramétrique et un test non paramétrique visant à déceler l'existence d'une relation asymétrique. Comme il nous est impossible d'établir les valeurs de l'écart de production qui marquent le début des zones ombrées sur les graphiques, nous utilisons le carré de l'écart de production. Le poids des faibles valeurs de l'écart dans le calcul des corrélations est ainsi limité au maximum. Les corrélations simples et les corrélations de rang sont généralement positives dans le cas du Canada, ce qui est compatible avec une courbe de Phillips de forme convexe, mais elles ne sont jamais significativement différentes de zéro; par conséquent, il n'existe aucun indice convaincant d'asymétrie dans la relation entre la production et l'inflation. Les indices de convexité de la courbe de Phillips sont un peu plus probants dans le cas des États-Unis. Les corrélations sont toutes positives et, dans ce cas, deux des corrélations de rang sont significativement différentes de zéro au niveau de confiance de 95 %.

Le premier test visait à distinguer deux types d'asymétrie relativement à l'écart de production. Les signes d'une convexité de la relation production-inflation sont assez faibles. Le VAR structurel estimé a été formulé de manière à être compatible avec la présence d'une racine unitaire dans l'inflation, comme l'indique l'Annexe 3. Cette formulation suppose toutefois que les attentes relatives à l'inflation sont formées de la même manière en période d'inflation élevée et instable que lorsque l'inflation est faible et stable. Les résultats de Fillion et Léonard indiquent qu'il s'agit peut-être là d'un facteur important. Dans la section qui suit, nous présentons un modèle empirique qui permet de distinguer la variation dans le temps de la relation production-inflation selon qu'elle est liée au modèle à contrainte de capacité, au modèle à signaux brouillés de Lucas ou au modèle à coût d'ajustement.

3 Le cadre espace d'états

Nous présentons ici les résultats que nous avons obtenus à l'égard de différents genres d'asymétrie en estimant des courbes de Phillips à forme réduite. Ce mode d'estimation a été fréquemment utilisé par les chercheurs afin d'établir une mesure chiffrée des effets de relations asymétriques ou

11. Nous avons effectué le même genre de test à l'horizon d'une période et de quatre périodes, sans que les résultats ne changent globalement.

Tableau 1**Corrélations — Erreurs de prévisions de l'inflation et carré de l'écart de production, Canada et États-Unis**

Type de corrélation	De 1963 à 1995		De 1973 à 1995	
	IPC global ^a	IPC hors alimentation et énergie	IPC global	IPC hors alimentation et énergie
Canada				
Corrélation	0,06 (- 0,13; 0,12)	0,06 (- 0,13; 0,13)	0,04 (- 0,19; 0,19)	0,15 (- 0,17; 0,18)
Corrélation de rang	0,08 (- 0,13; 0,13)	- 0,02 (- 0,13; 0,14)	0,02 (- 0,18; 0,17)	0,11 (- 0,17; 0,18)
États-Unis				
Corrélation	0,14 (- 0,18; 0,16)	0,10 (- 0,17; 0,15)	0,16 (- 0,22; 0,22)	0,20 (- 0,21; 0,21)
Corrélation de rang	0,25 (- 0,14; 0,14)	0,12 (- 0,15; 0,15)	0,18 (- 0,18; 0,19)	0,23 (- 0,18; 0,18)

Nota : Les intervalles de confiance à 95 % figurent entre parenthèses; ils sont obtenus à l'aide de simulations de Monte-Carlo menées au moyen du programme RATS. Les zones ombrées indiquent que les corrélations sont significativement différentes de zéro au seuil de 5 %.

a. Dans le cas du Canada, cette mesure exclut la taxe sur les produits et services (TPS), la taxe de vente du Québec (TVQ) et la taxe sur le tabac.

non linéaires qui ait quelque utilité pour les décideurs publics. Il s'agit généralement de laisser le paramètre qui mesure l'arbitrage production-inflation varier en fonction de la taille ou du signe de l'écart de production ou du niveau d'inflation. Notre analyse emprunte la même démarche, à ceci près que nous essayons en outre de déceler simultanément la présence de différents types d'asymétrie ou de non-linéarité dans les modèles que nous estimons. Nous considérons l'arbitrage production-inflation comme une variable d'état non observée que l'on peut prévoir à partir de différents ensembles d'informations. Comme la variable d'état n'est pas observée, nous chiffrons aussi l'incertitude qui entoure l'estimation du paramètre d'arbitrage et sa variation dans le temps.

Notre cadre d'estimation se compose de trois volets. Le premier consiste en une courbe de Phillips de base, que nous considérons comme l'équation de mesure d'un modèle espace d'états :

$$\pi_t = a \cdot \pi_t^a + (1 - a) \cdot \pi_{t-1} + \beta_t \cdot \acute{E}CART_t + \varepsilon_t . \quad (2)$$

Le deuxième volet spécifie l'équation de transition relative au paramètre d'arbitrage β_t . Cette équation exprime la dynamique de la

variable d'état et englobe l'ensemble d'informations qui devrait nous aider à en prévoir la valeur. Elle est de la forme générale

$$\beta_t = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1} + \gamma \cdot X_{t-1} + \mu_t, \quad (3)$$

où X_{t-1} représente l'ensemble d'informations. La présence du terme d'erreur μ_t signifie que nous admettons une variation du paramètre qui ne peut être expliquée par les éléments de X_{t-1} . Il se peut qu'aucune des théories que nous étudions ne rende compte en totalité de la variation de β_t . Il se peut aussi que certaines des variations estimées de β_t découlent d'une mauvaise spécification de l'équation de mesure.

Le troisième volet de notre modèle explicite les variables qui composent l'ensemble d'informations ainsi que leur relation avec la variable d'état. Les variables faisant partie de l'ensemble d'informations dépendent du modèle qui est à l'origine de la non-linéarité ou de l'asymétrie. D'après le modèle à contrainte de capacité, le signe ou la taille de l'écart de production doit présenter une relation positive avec la valeur du paramètre d'arbitrage tandis que, si l'on opte pour le modèle à coût d'ajustement, une mesure quelconque de l'inflation moyenne devrait aider à prévoir la valeur de la variable d'état. Enfin, selon le modèle de Lucas, l'ensemble d'informations doit comprendre une mesure de la volatilité conditionnelle de l'inflation.

3.1 Les données et les ensembles d'informations

L'équation de mesure nous oblige à choisir des variables pour représenter l'inflation attendue et l'écart de production. Comme ni les attentes relatives à l'inflation ni l'écart de production ne sont observables, nos résultats dépendront de l'effet des erreurs introduites par le choix de ces variables. On peut essayer de neutraliser les effets de ce genre en déterminant la sensibilité des résultats au choix de différentes mesures. Dans le cas des États-Unis, nous employons à cette intention deux mesures de l'inflation anticipée et deux de l'écart de production. Notre première mesure, qui a été utilisée à cette fin dans d'autres études et est tirée d'une enquête sur l'inflation attendue effectuée par l'Université du Michigan¹², est une moyenne pondérée des prévisions trimestrielles recueillies. L'autre mesure que nous retenons est produite par un modèle de Markov à trois états appliqué aux statistiques relatives à l'inflation¹³. À chacun des trois états correspondent une moyenne de long terme et un processus autorégressif différents, qui permettent de générer des attentes différentes en matière

12. L'enquête est menée par le Survey Research Center de cette université auprès d'un échantillon représentatif des ménages américains.

13. Laxton, Ricketts et Rose (1994), Ricketts et Rose (1995) et Ricketts (1996) se sont servis de la structure du modèle de Markov pour représenter l'inflation et, de manière approximative, l'inflation attendue.

d'inflation. Nous recourons à deux mesures de l'écart de production — l'une qui, au moyen du filtre de Hodrick-Prescott (HP), distingue dans la production une composante tendancielle et une composante cyclique, et l'autre qui estime la production potentielle à partir d'un VAR structurel de la production, de l'inflation et des taux d'intérêt réels. Comme nous ne disposons d'aucune enquête trimestrielle sur l'inflation anticipée dans le cas du Canada, nous nous contentons de la valeur produite par un modèle de Markov à trois états. L'une des mesures de l'écart de production pour le Canada est obtenue à l'aide d'un filtre multivarié élargi (celui qui sert à générer la production potentielle dans le Modèle trimestriel de prévision [MTP] de la Banque du Canada; voir Butler, 1996), tandis que l'autre est produite par un VARS de même type que celui utilisé pour les États-Unis. Dans le cas des États-Unis, les deux mesures de l'écart de production se comportent de façon assez similaire sauf de 1985 à 1987. Au Canada par contre, elles évoluent de façon très différente après 1980 : la mesure obtenue à l'aide du filtre multivarié élargi est plus volatile que celle générée par le VARS, et l'offre affiche un excédent plus important à la fin de l'échantillon, en 1994. Les mesures de l'écart sont représentées aux Figures 1 et 2, et celles de l'inflation attendue, aux Figures 3 et 4.

Le modèle de Markov produit trois résultats qui nous sont utiles. Tout d'abord, les prévisions de l'inflation à l'horizon d'une période peuvent servir à représenter l'inflation attendue. Ces prévisions ne sont pas fondées uniquement sur le comportement actuel de l'inflation. Elles tiennent également compte de l'évolution du processus d'inflation. De ce fait, elles comportent un volet prospectif dans la mesure où elles prennent en compte la possibilité d'une modification future de ce processus. Elles introduisent du même coup une incertitude supplémentaire dans les prévisions de l'inflation parce que l'état actuel de cette dernière n'est jamais connu avec certitude.

Un autre résultat du modèle de Markov est un ensemble de probabilités de réalisation de chaque état dans le temps. La probabilité attribuée à un état particulier indique la mesure dans laquelle le comportement actuel de l'inflation cadre avec la description de celle-ci dans l'état considéré. Le modèle estimé permet de distinguer les états par des moyennes différentes à long terme, une dynamique autorégressive différente ainsi qu'une volatilité différente des chocs qui influent directement sur le niveau de l'inflation. Dans le modèle estimé, cependant, la dynamique du troisième état est soumise à une contrainte de racine unitaire. Le modèle de Markov à trois états divise généralement les données d'après leur taux d'inflation moyen, malgré des exceptions lorsque l'échantillon est interrompu par une brève période d'extrême volatilité. Par conséquent, le modèle de Markov saisit de façon endogène les périodes d'inflation faible,

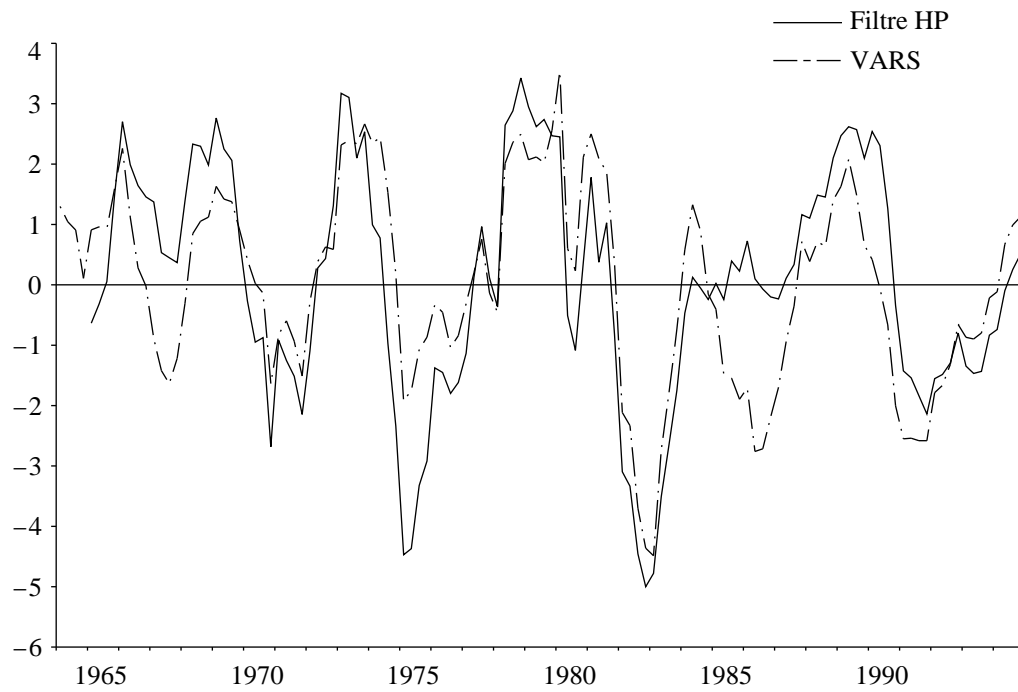
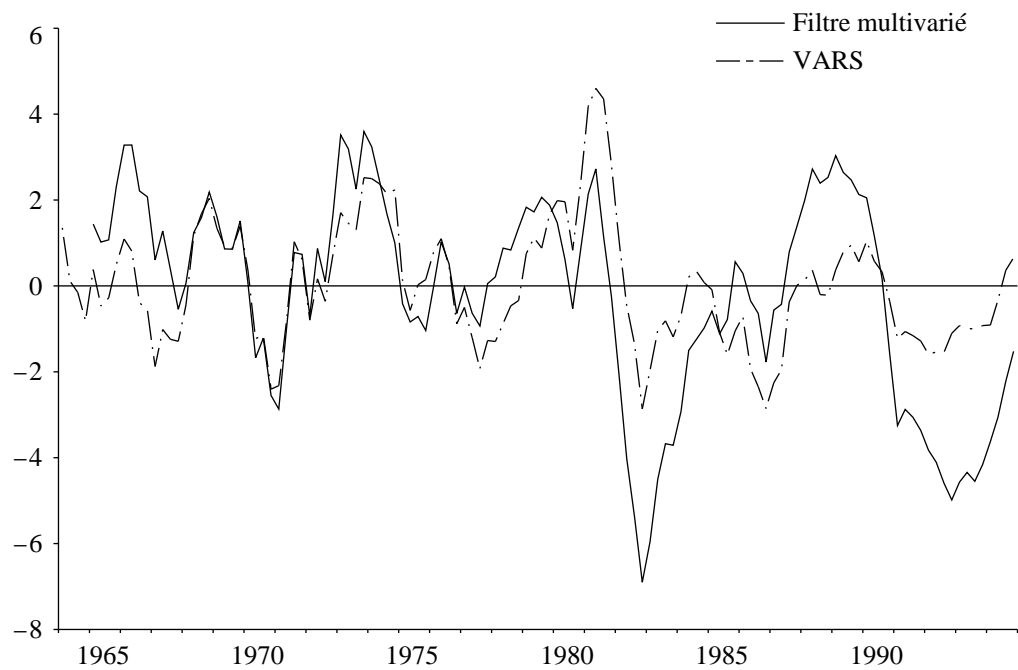
Figure 1**Écarts de production aux États-Unis****Figure 2****Écarts de production au Canada**

Figure 3

Inflation observée et inflation attendue aux États-Unis

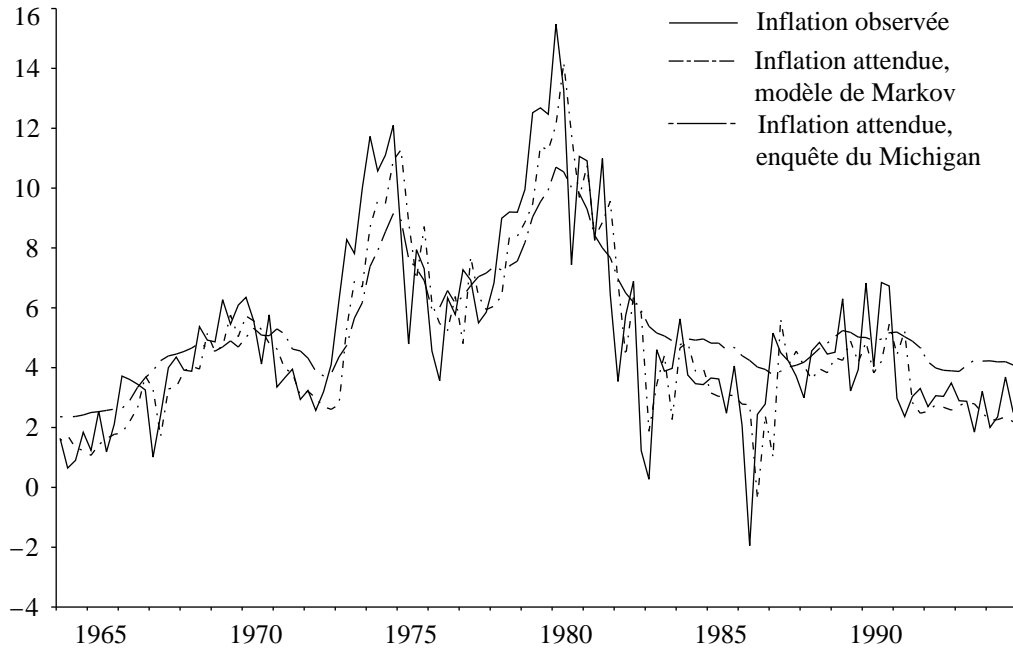
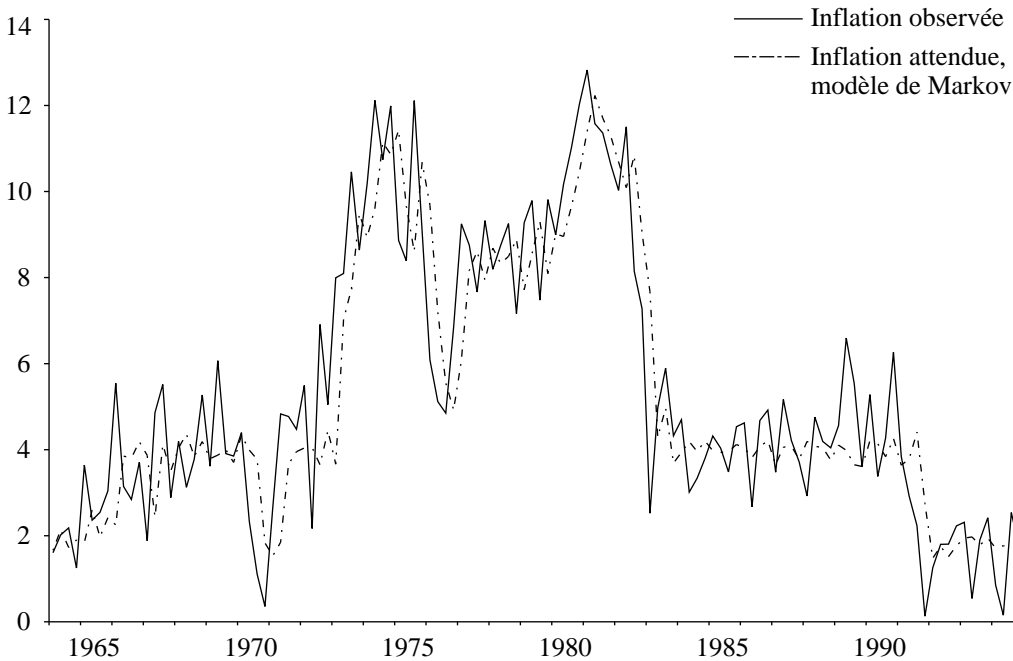


Figure 4

Inflation observée et inflation attendue au Canada



modérée et élevée, tandis que les probabilités *ex post* servent de variables indicatrices des trois états. Le troisième résultat utile du modèle de Markov est une mesure de la volatilité conditionnelle de l'inflation. Étant donné que la volatilité des chocs imprimés à l'inflation peut différer d'un état à l'autre et que l'état de l'inflation n'est jamais connu avec certitude, la volatilité conditionnelle varie d'un état à l'autre de même qu'à l'intérieur d'un même état. Les probabilités de chaque état et les mesures de la volatilité conditionnelle sont illustrées aux Figures 5 et 6. Si, dans le cas du Canada, les probabilités estimées pour chacun des états semblent bien correspondre à des périodes d'inflation faible, modérée et élevée, il n'en est pas ainsi pour les États-Unis. La probabilité de l'état 3, représentée par le trait discontinu, paraît plutôt liée à une hausse ou baisse rapide de l'inflation aux États-Unis qu'à un niveau donné de l'inflation.

Nous faisons intervenir quatre variables dans l'ensemble d'informations qui s'applique à l'équation de transition : une variable muette, qui prend la valeur 1 quand l'écart de production est positif, les probabilités *ex post* des états 2 et 3 tirées du modèle de Markov — $\Pr(S_{t-1} = 2)$ et $\Pr(S_{t-1} = 3)$ —, que nous considérons comme des indicateurs des périodes d'inflation modérée et d'inflation élevée respectivement, et enfin la volatilité conditionnelle, $V_{t-1}(\pi_t)$, calculée à partir du modèle de Markov. Tout comme Clark, Laxton et Rose (1996), nous estimons un écart de production moyen négatif lorsque nous voulons tester si l'effet de l'écart varie selon le signe de ce dernier. Pour ce faire, nous introduisons dans les équations de mesure et de transition un paramètre supplémentaire qui sert à corriger l'écart de production. Étant donné que, si l'on se fie au modèle à coût d'ajustement, le paramètre d'arbitrage varie selon le taux d'inflation moyen, les probabilités *ex post* de chaque état peuvent représenter les périodes au cours desquelles les moyennes à long terme paraissent différentes. Nous n'essayons pas dans ce cas de mesurer une relation continue entre le paramètre d'arbitrage et le niveau moyen de l'inflation; nous cherchons plutôt à diviser les données en périodes au cours desquelles le paramètre d'arbitrage serait significativement différent. Les volatilités conditionnelles calculées à partir du modèle de Markov reflètent l'incertitude qui entoure la taille des variations du taux d'inflation dans chaque état, de même que celle qui se rapporte à l'état lui-même. Si ces deux types d'incertitude influent véritablement sur l'incertitude relative à l'inflation, cette mesure peut représenter l'incertitude entourant l'inflation qui, selon le modèle de Lucas, se répercute sur la relation d'arbitrage entre la production et l'inflation.

Figure 5a

Probabilités *ex post* des états 2 et 3 — États-Unis

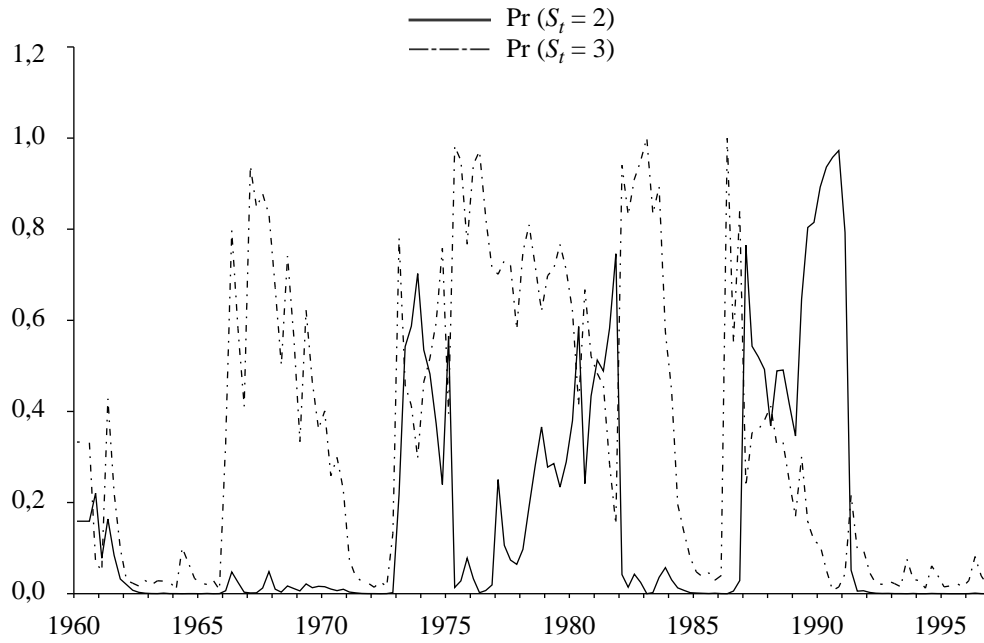


Figure 5b

Variance conditionnelle de l'inflation aux États-Unis

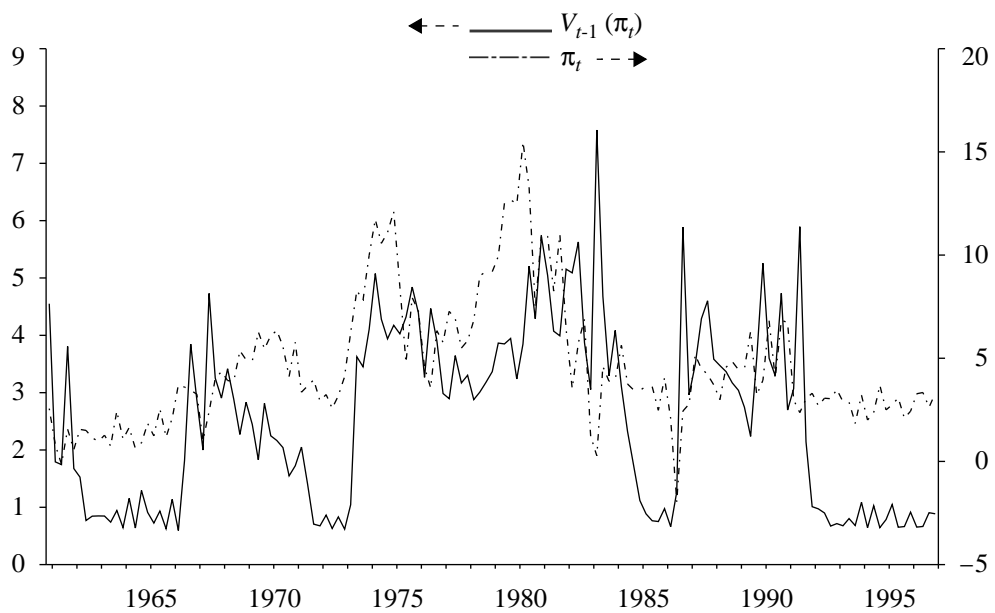
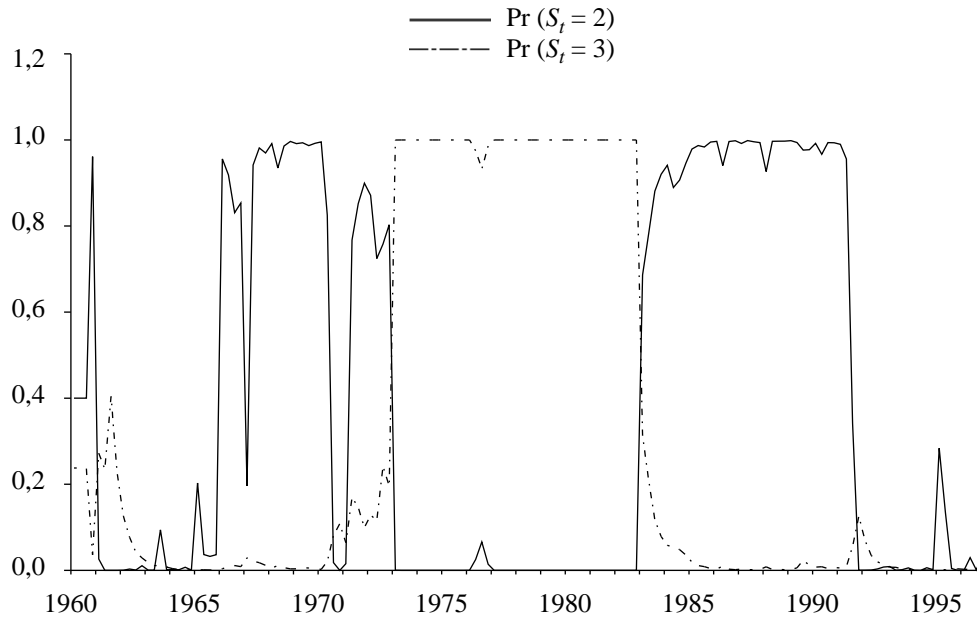
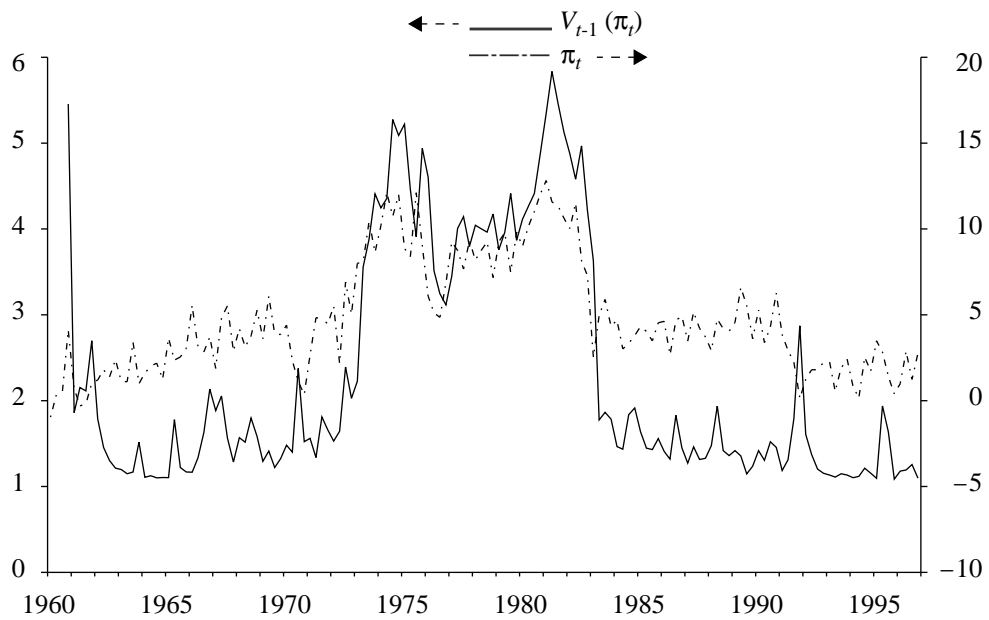


Figure 6a**Probabilités *ex post* des états 2 et 3 — Canada****Figure 6b****Variance conditionnelle de l'inflation au Canada**

3.2 Les résultats de l'estimation

Les paramètres du modèle espace d'états sont estimés à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance. La variable d'état non observée est estimée au moyen d'un filtre de Kalman dont les valeurs initiales ont été obtenues à l'aide d'une régression linéaire de l'équation de mesure par les moindres carrés ordinaires. Nous utilisons des données trimestrielles allant de 1964 à 1994. Les méthodes d'estimation et de filtrage utilisées sont exposées en détail à l'Annexe 4.

3.2.1 Résultats obtenus pour les États-Unis

Les résultats de l'estimation sont présentés aux Tableaux 2, 3, 4 et 5. Dans le cas des Tableaux 2 et 3, l'écart de production est calculé à l'aide du filtre HP, et dans celui des Tableaux 4 et 5, il est généré par un VARS à trois variables. Les données des Tableaux 2 et 4 sont basées sur la mesure de l'inflation attendue fournie par l'enquête de l'Université du Michigan, tandis que les Tableaux 3 et 5 font état des résultats obtenus lorsque le taux d'inflation anticipé est calculé à l'aide du modèle de Markov. Le choix de la variable utilisée pour représenter les attentes se répercute principalement sur l'estimation du coefficient de l'inflation attendue dans l'équation de mesure. La valeur du coefficient est très voisine de 1,0 lorsque nous utilisons les attentes générées par le modèle de Markov. Ce résultat pourrait s'expliquer par l'important élément rétrospectif que comportent ces attentes, même si les pondérations attribuées aux taux d'inflation passés se modifient avec le temps. Il se peut, par conséquent, que la dynamique liée à un ajustement lent des prix, qui est censée être saisie par l'inflation retardée, se reflète aussi dans la variable relative aux anticipations.

Les variables associées aux trois modèles théoriques ont fait l'objet de tests distincts dans les équations de transition (résultats présentés aux colonnes 1 et 3 des tableaux), puis elles ont été testées conjointement (ce dont fait état la colonne 4 des tableaux). Seule la mesure de la volatilité conditionnelle de l'inflation, $V_{t-1}(\pi_t)$, se révèle non significative lorsqu'on l'introduit séparément dans l'équation de transition. Le modèle à signaux brouillés n'est pas étayé par les données américaines.

Les résultats semblent toutefois sensibles au choix de la mesure de l'écart de production. Quand celui-ci est mesuré à l'aide du filtre HP, la non-linéarité est davantage liée à la probabilité attribuée à l'état 2 — soit aux périodes d'inflation modérée. Quand l'écart est généré par un VARS à trois variables, l'écart de production positif est la source d'asymétrie qui se révèle la plus significative. Le fait que ce soit l'état 2, et non l'état 3, qui soit significatif dans l'équation de transition signifie que ces résultats ne sont pas rigoureusement conformes au modèle à coût d'ajustement. Étant donné que

Tableau 2

Résultats de l'estimation des équations de mesure et de transition par la méthode du maximum de vraisemblance : États-Unis, IPC global

Attentes tirées de l'enquête de l'Université du Michigan et production potentielle calculée au moyen du filtre HP

Variables	Modèle à contrainte de capacité	Modèle à coût d'ajustement	Modèle à signaux brouillés	Test conjoint
π_t^a	0,48 (0,10; 0,00)	0,47 (0,09; 0,00)	0,48 (0,10; 0,00)	0,43 (0,10; 0,00)
π_{t-1}	0,52	0,53	0,52	0,57
α (constante)	0,30 (0,13; 0,01)	0,23 (0,10; 0,01)	0,28 (0,14; 0,02)	0,33 (0,15; 0,01)
$\Pr(S_{t-1} = 2)$	—	0,64 (0,37; 0,04)	—	0,89 (0,43; 0,02)
$\Pr(S_{t-1} = 3)$	—	—	—	—
$V_{t-1}(\pi_t)$	—	—	0,05 (0,05; 0,16)	- 0,04 (0,06; 0,27)
$(\acute{E}CART_{t-1} + b)^+$	0,34 (0,26; 0,09)	—	—	0,25 (0,28; 0,18)
b	- 0,78 (0,44; 0,04)	—	—	- 0,86 (0,48; 0,04)
ρ (état retardé)	- 0,05 (0,33; 0,45)	—	- 0,19 (0,27; 0,23)	- 0,22 (0,16; 0,09)
Écart-type (μ_t)	0,32 (0,09; 0,00)	0,33 (0,11; 0,00)	0,33 (0,11; 0,00)	0,27 (0,10; 0,00)
$\text{Var}(\varepsilon_t)$	1,86 (0,40; 0,00)	1,86 (0,43; 0,00)	1,92 (0,45; 0,00)	1,84 (0,38; 0,00)
Vraisemblance moyenne	- 1,81873	- 1,81581	- 1,83152	- 1,79697
Moyenne(β_t)	0,40	0,35	0,36	0,37
Min(β_t)	- 0,07	- 0,10	- 0,03	- 0,13
Max(β_t)	0,87	1,00	0,78	1,11

Nota : Écart-types compatibles avec l'hétéroscédasticité et risques de première espèce entre parenthèses

Équation de mesure : $\pi_t = e \cdot \pi_t^a + (1 - e) \cdot \pi_{t-1} + \beta_t \cdot (\acute{E}CART_t + b) + \varepsilon_t$

Équation de transition : $\beta_t = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1} + \gamma_1 \cdot \Pr(S_{t-1} = 2) + \gamma_2 \cdot \Pr(S_{t-1} = 3) + \gamma_3 \cdot V_{t-1}(\pi_t) + \gamma_4 \cdot 1_{(\acute{E}CART_{t-1} + b > 0)} + \mu_t$

Tableau 3

Résultats de l'estimation des équations de mesure et de transition par la méthode du maximum de vraisemblance : États-Unis, IPC global
Attentes générées par le modèle de Markov et production potentielle calculée au moyen du filtre HP

Variables	Modèle à contrainte de capacité	Modèle à coût d'ajustement	Modèle à signaux brouillés	Test conjoint
π_t^a	1,00 (0,19; 0,00)	1,04 (0,18; 0,00)	1,03 (0,17; 0,00)	1,00 (0,19; 0,00)
π_{t-1}	0,00	- 0,04	- 0,03	0,00
α (constante)	0,12 (0,10; 0,11)	0,22 (0,17; 0,10)	0,23 (0,18; 0,11)	0,07 (0,10; 0,22)
$\Pr(S_{t-1} = 2)$	—	1,05 (0,43; 0,01)	—	0,88 (0,30; 0,00)
$\Pr(S_{t-1} = 3)$	—	0,05 (0,05; 0,42)	—	0,00 (0,12; 0,49)
$V_{t-1}(\pi_t)$	—	—	0,05 (0,06; 0,17)	—
$(\acute{E}CART_{t-1} + b)^+$	0,58 (0,22; 0,00)	—	—	0,25 (0,26; 0,16)
b	- 0,80 (0,44; 0,04)	—	—	- 0,45 (0,60; 0,22)
ρ (état retardé)	- 0,01 (0,07; 0,47)	- 0,26 (0,22; 0,12)	- 0,16 (0,42; 0,35)	—
Écart-type (μ_t)	0,31 (0,07; 0,00)	0,17 (0,19; 0,19)	0,26 (0,13; 0,02)	0,22 (0,12; 0,03)
$\text{Var}(\varepsilon_t)$	1,58 (0,33; 0,00)	1,81 (0,41; 0,00)	1,83 (0,45; 0,00)	1,73 (0,37; 0,00)
Vraisemblance moyenne	- 1,77838	- 1,74438	- 1,7819	- 1,74083
Moyenne(β_t)	0,31	0,34	0,33	0,33
Min(β_t)	- 0,14	0,03	0,14	- 0,07
Max(β_t)	0,89	1,01	0,64	1,30

Nota : Écart-types compatibles avec l'hétéroscédasticité et risques de première espèce entre parenthèses

Équation de mesure : $\pi_t = e \cdot \pi_t^a + (1 - e) \cdot \pi_{t-1} + \beta_t \cdot (\acute{E}CART_t + b) + \varepsilon_t$

Équation de transition : $\beta_t = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1} + \gamma_1 \cdot \Pr(S_{t-1} = 2) + \gamma_2 \cdot \Pr(S_{t-1} = 3) + \gamma_3 \cdot V_{t-1}(\pi_t) + \gamma_4 \cdot 1_{(\acute{E}CART_{t-1} + b > 0)} + \mu_t$

Tableau 4

Résultats de l'estimation des équations de mesure et de transition par la méthode du maximum de vraisemblance : États-Unis, IPC global

Attentes tirées de l'enquête de l'Université du Michigan et production potentielle calculée au moyen d'un VARS

Variables	Modèle à contrainte de capacité	Modèle à coût d'ajustement	Modèle à signaux brouillés	Test conjoint
π_t^a	0,70 (0,10; 0,00)	0,62 (0,10; 0,00)	0,64 (0,10; 0,00)	0,68 (0,11; 0,00)
π_{t-1}	0,30	0,38	0,36	0,32
α (constante)	0,29 (0,14; 0,02)	0,44 (0,12; 0,00)	0,45 (0,17; 0,00)	0,41 (0,20; 0,00)
$\Pr(S_{t-1} = 2)$	—	0,47 (0,38; 0,10)	—	- 0,04 (0,22; 0,42)
$\Pr(S_{t-1} = 3)$	—	—	—	- 0,33 (0,45; 0,23)
$V_{t-1}(\pi_t)$	—	—	0,03 (0,05; 0,25)	0,01 (0,09; 0,44)
$(\acute{E}CART_{t-1} + b)^+$	0,60 (0,25; 0,01)	—	—	0,69 (0,29; 0,01)
b	- 0,78 (0,21; 0,00)	—	—	- 0,83 (0,19; 0,00)
ρ (état retardé)	0,30 (0,21; 0,07)	—	—	0,24 (0,40; 0,27)
Écart-type (μ_t)	0,34 (0,13; 0,00)	0,41 (0,12; 0,00)	0,44 (0,12; 0,00)	0,32 (0,11; 0,00)
$\text{Var}(\varepsilon_t)$	1,56 (0,31; 0,00)	1,64 (0,35; 0,00)	1,63 (0,35; 0,00)	1,55 (0,29; 0,00)
Vraisemblance moyenne	- 1,73809	- 1,77278	- 1,77952	- 1,72925
Moyenne(β_t)	0,70	0,53	0,53	0,71
Min(β_t)	0,04	0,07	0,11	- 0,03
Max(β_t)	1,54	1,13	1,20	1,59

Nota : Écarts-types compatibles avec l'hétéroscédasticité et risques de première espèce entre parenthèses

Équation de mesure : $\pi_t = e \cdot \pi_t^a + (1 - e) \cdot \pi_{t-1} + \beta_t \cdot (\acute{E}CART_t + b) + \varepsilon_t$

Équation de transition : $\beta_t = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1} + \gamma_1 \cdot \Pr(S_{t-1} = 2) + \gamma_2 \cdot \Pr(S_{t-1} = 3) + \gamma_3 \cdot V_{t-1}(\pi_t) + \gamma_4 \cdot 1_{(\acute{E}CART_{t-1} + b > 0)} + \mu_t$

Tableau 5

Résultats de l'estimation des équations de mesure et de transition par la méthode du maximum de vraisemblance : États-Unis, IPC global
Attentes générées par le modèle de Markov et production potentielle calculée au moyen d'un VARS

Variables	Modèle à contrainte de capacité	Modèle à coût d'ajustement	Modèle à signaux brouillés	Test conjoint
π_t^a	1,18 (0,16; 0,00)	1,03 (0,18; 0,00)	1,13 (0,43; 0,00)	1,16 (0,16; 0,00)
π_{t-1}	- 0,18	- 0,03	- 0,13	- 0,16
α (constante)	0,06 (0,11; 0,29)	0,33 (0,19; 0,04)	0,27 (0,32; 0,20)	0,02 (0,12; 0,42)
$\Pr(S_{t-1} = 2)$	—	0,67 (0,49; 0,08)	—	0,38 (0,38; 0,16)
$\Pr(S_{t-1} = 3)$	—	- 0,20 (0,32; 0,26)	—	—
$V_{t-1}(\pi_t)$	—	—	- 0,01 (0,13; 0,46)	—
$(\acute{E}CART_{t-1} + b)^+$	0,66 (0,23; 0,00)	—	—	0,64 (0,23; 0,00)
b	- 0,69 (0,22; 0,00)	—	—	- 0,72 (0,24; 0,00)
ρ (état retardé)	0,32 (0,24; 0,09)	- 0,07 (0,34; 0,42)	0,33 (1,81; 0,43)	0,24 (0,28; 0,20)
Écart-type (μ_t)	0,49 (0,14; 0,00)	0,47 (0,14; 0,00)	0,52 (0,33; 0,06)	0,49 (0,13; 0,00)
$\text{Var}(\varepsilon_t)$	1,26 (0,31; 0,00)	1,49 (0,41; 0,00)	1,43 (0,43; 0,00)	1,25 (0,30; 0,00)
Vraisemblance moyenne	- 1,72995	- 1,75879	- 1,77583	- 1,72329
Moyenne(β_t)	0,44	0,35	0,35	0,42
Min(β_t)	- 0,93	- 0,61	- 0,76	- 0,95
Max(β_t)	1,43	1,13	1,16	1,50

Nota : Écarts-types compatibles avec l'hétéroscédasticité et risques de première espèce entre parenthèses

Équation de mesure : $\pi_t = e \cdot \pi_t^a + (1 - e) \cdot \pi_{t-1} + \beta_t \cdot (\acute{E}CART_t + b) + \varepsilon_t$

Équation de transition : $\beta_t = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1} + \gamma_1 \cdot \Pr(S_{t-1} = 2) + \gamma_2 \cdot \Pr(S_{t-1} = 3) + \gamma_3 \cdot V_{t-1}(\pi_t) + \gamma_4 \cdot 1_{(\acute{E}CART_{t-1} + b > 0)} + \mu_t$

l'état 3 correspond davantage aux périodes d'inflation élevée, il est étonnant non seulement que la valeur estimée du coefficient de cet état soit généralement non significative, mais aussi qu'elle soit faible et parfois négative.

Les Figures 7, 8 et 9 présentent les valeurs de l'arbitrage entre la production et l'inflation qui correspondent aux colonnes 1, 2 et 3 du Tableau 2. Bien que ces relations varient beaucoup dans le temps, les valeurs élevées se situent dans la plupart des cas dans l'intervalle de confiance à 90 % pour les périodes ne présentant aucune variation systématique. De même, l'intervalle de confiance des valeurs élevées englobe généralement les valeurs obtenues quand l'arbitrage se situe à son niveau de base. Il en résulte que les valeurs de l'arbitrage au cours des périodes où il est systématiquement plus élevé ne peuvent être considérées de manière fiable comme différentes de son niveau de base. Par conséquent, même si, à la colonne 4 du Tableau 2, le paramètre se rapportant à l'état 2 permet de prévoir la valeur de l'arbitrage, nous ne pouvons être sûrs que l'arbitrage varie véritablement de manière systématique dans le temps.

La variation systématique de l'arbitrage paraît plus évidente aux Figures 10 et 11, qui correspondent aux colonnes 1 et 2 du Tableau 3. La différence entre les valeurs élevées et la valeur de base de l'arbitrage est alors plus marquée et, à la Figure 11, l'incertitude est plus faible. Comme le montre la dernière colonne du Tableau 3, la probabilité de l'état 2 permet de prévoir les variations de l'arbitrage. Les variations du paramètre d'arbitrage sont également significatives du point de vue économique. Ce paramètre passe d'une valeur de base d'environ 0,2 à une valeur oscillant entre 0,5 et 0,9, faisant ainsi plus que doubler l'effet de l'écart de production sur l'inflation.

Les Figures 12, 13 et 14 présentent les valeurs de l'arbitrage entre la production et l'inflation qui correspondent aux colonnes 1, 2 et 3 du Tableau 4. Les intervalles de confiance ne nous permettent ici d'écarter la linéarité que dans le cas des variations associées à un écart de production positif. Cela renforce le caractère significatif des estimations du paramètre fournies au Tableau 4, d'après lesquelles un écart positif est la source probable de non-linéarité dans ce cas. C'est également la conclusion qui se dégage des Figures 15 et 16, qui correspondent aux colonnes 1 et 2 du Tableau 5. Là encore, en période de demande excédentaire, le paramètre d'arbitrage s'écarte de façon substantielle de sa valeur de base.

3.2.2 Résultats obtenus pour le Canada

Les estimations obtenues dans le cas du Canada sont présentées aux Tableaux 6 et 7. Dans le cas du Tableau 6, la production potentielle est

Figure 7

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à un écart de production positif**

Colonne 1, Tableau 2

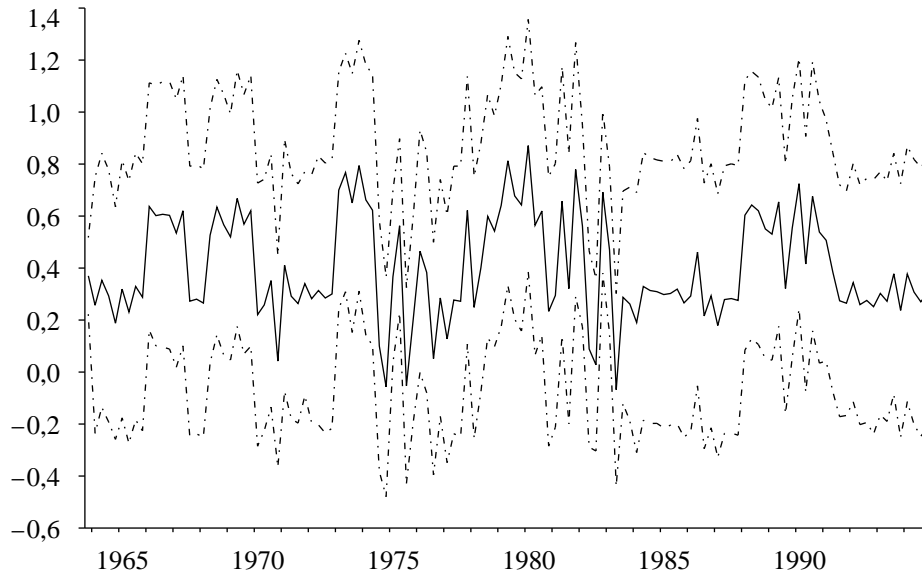


Figure 8

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à l'état 2 du modèle de Markov**

Colonne 2, Tableau 2

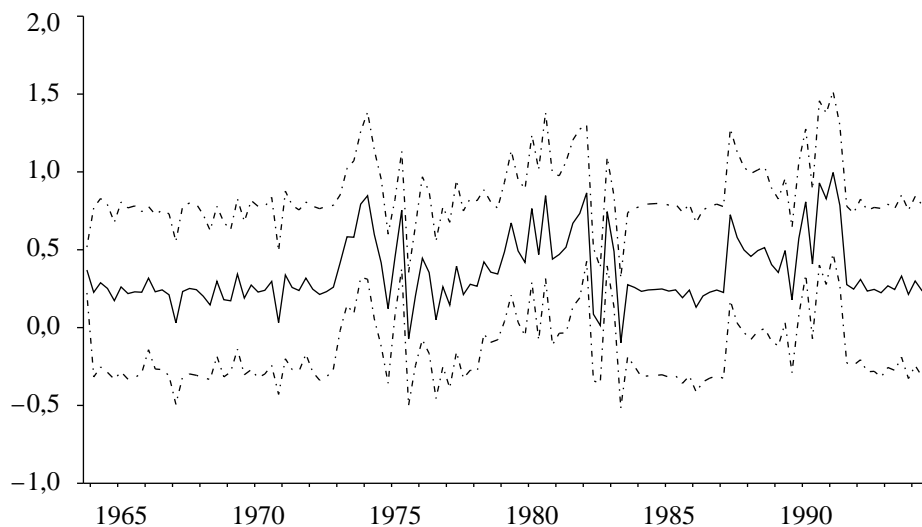
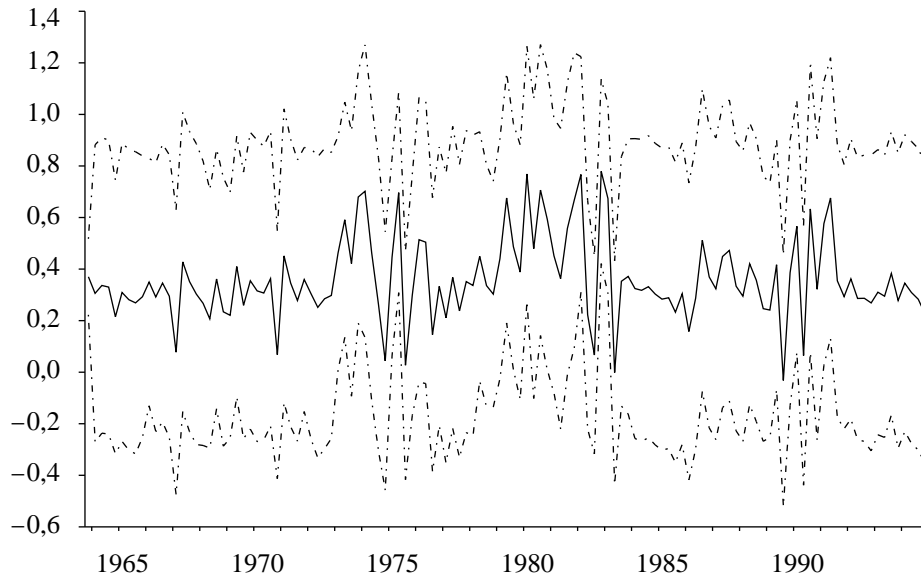


Figure 9

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à la volatilité conditionnelle**

Colonne 3, Tableau 2

**Figure 10**

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à un écart de production positif**

Colonne 1, Tableau 3

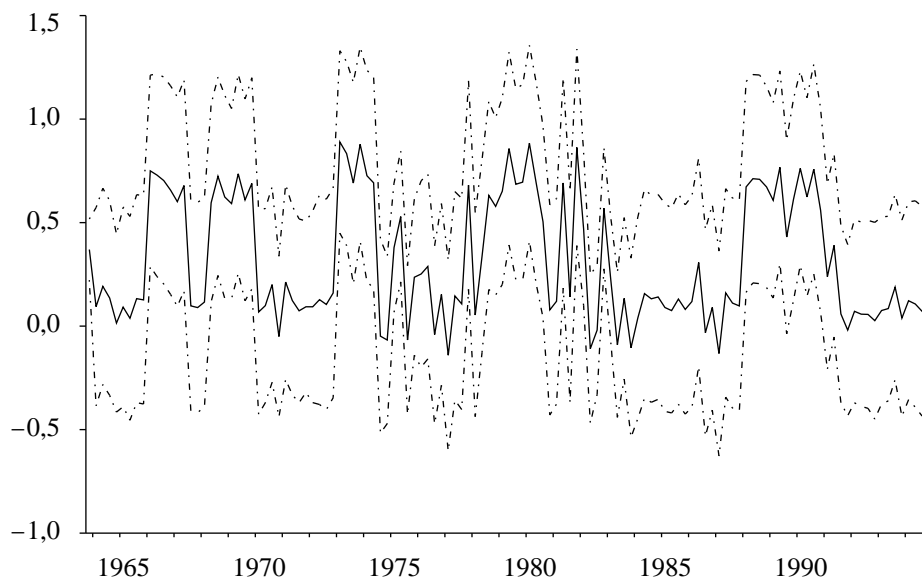


Figure 11

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à l'état 2 du modèle de Markov**

Colonne 2, Tableau 3

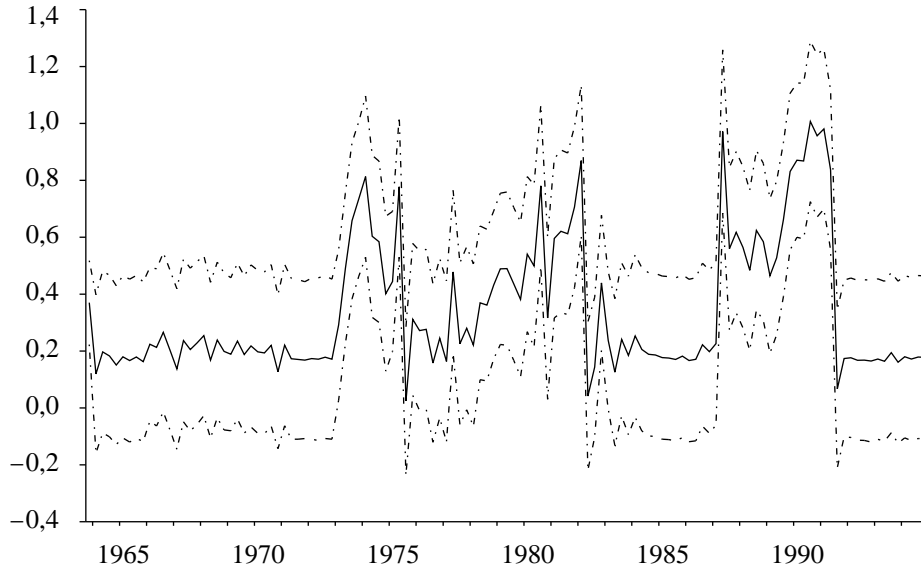


Figure 12

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à un écart de production positif**

Colonne 1, Tableau 4

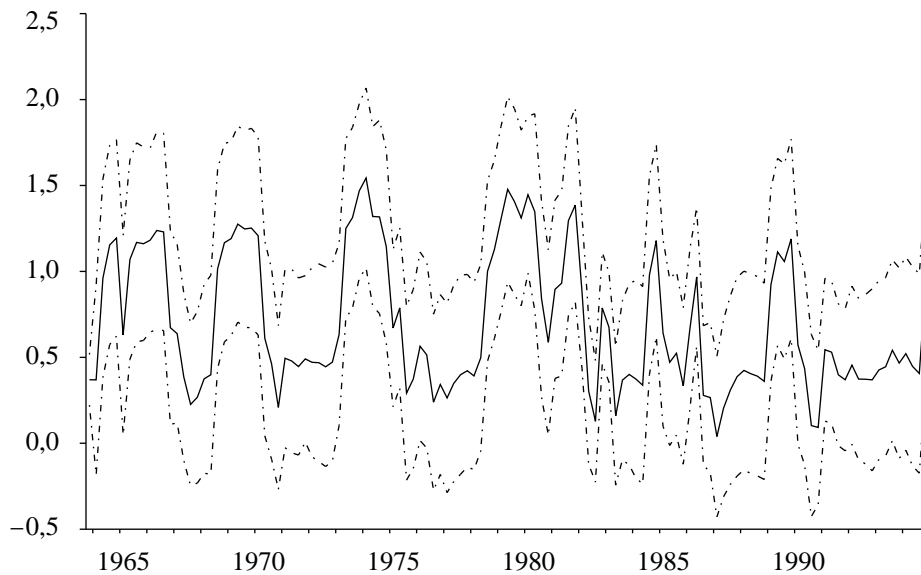
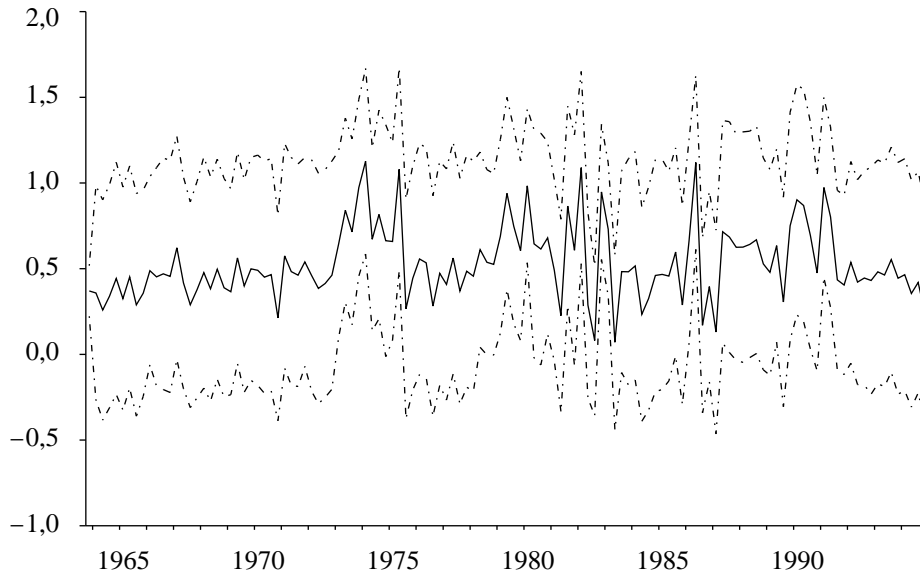


Figure 13

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à l'état 2 du modèle de Markov**

Colonne 2, Tableau 4

**Figure 14**

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à la volatilité conditionnelle**

Colonne 3, Tableau 4

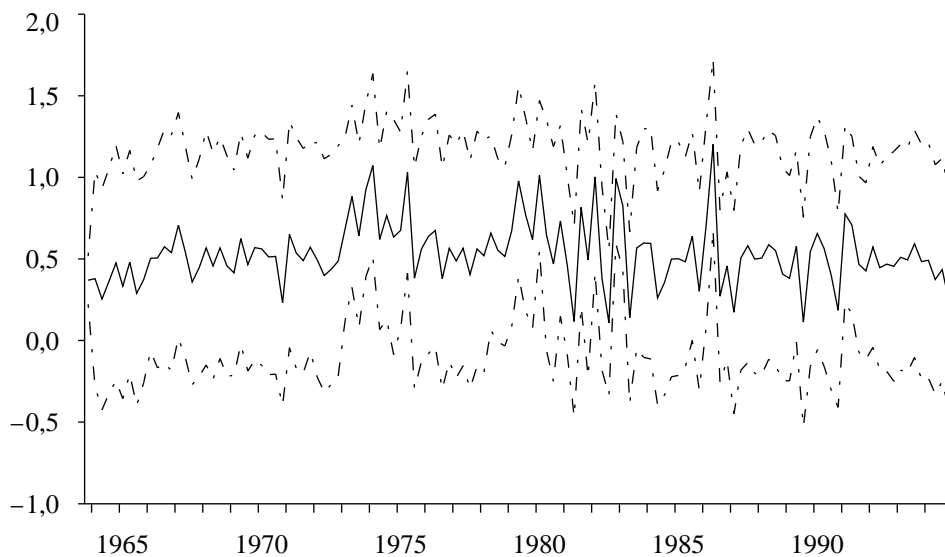


Figure 15

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à un écart de production positif**

Colonne 1, Tableau 5

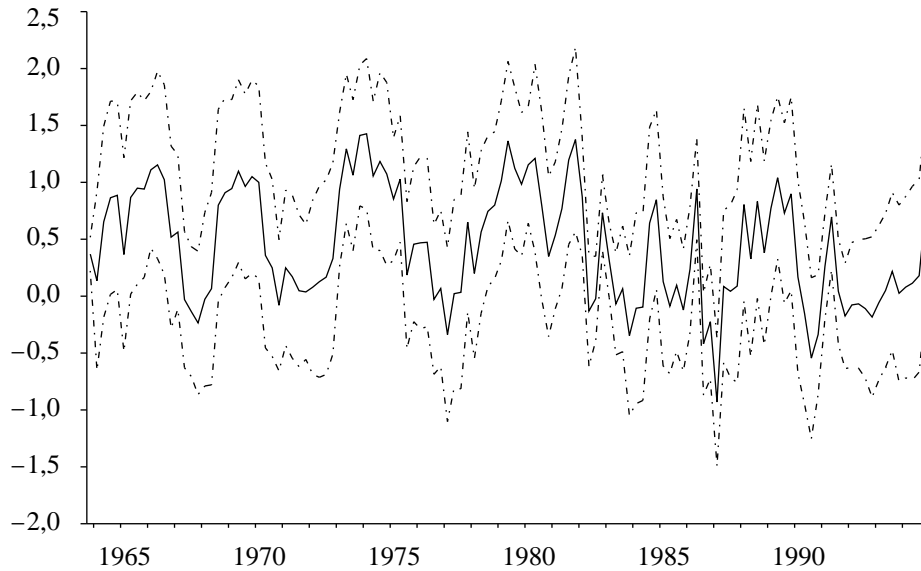
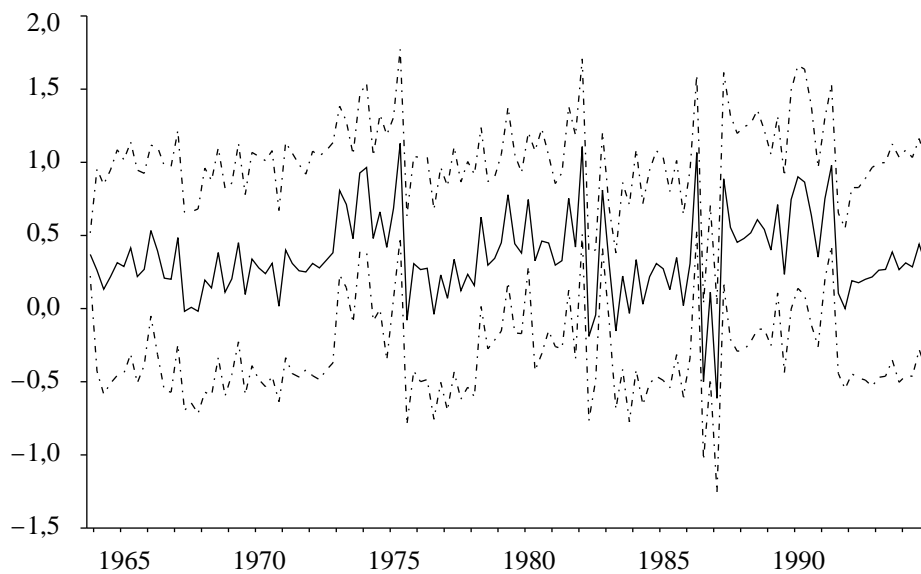


Figure 16

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à l'état 2 du modèle de Markov**

Colonne 2, Tableau 5



estimée à l'aide du filtre multivarié élargi, tandis que, pour le Tableau 7, l'écart de production est généré au moyen d'un VARS à trois variables. Les attentes relatives à l'inflation sont générées à l'aide d'un modèle de Markov appliqué à l'IPC hors TPS, TVQ et taxe sur le tabac.

Les estimations obtenues dans le cas du Canada révèlent une non-linéarité systématique au Tableau 6, mais non au Tableau 7¹⁴. Le fait que la mesure de l'écart de production puisse influencer sur nos résultats signifie que nous ne sommes pas aussi certains de la source de cette non-linéarité dans le cas du Canada que pour les États-Unis. Cependant, comme nous l'avons indiqué précédemment, le VARS que nous utilisons pour estimer l'écart de production aux fins du Tableau 7 se fonde sur l'hypothèse que l'inflation possède une racine unitaire. Or, cette hypothèse ne cadre pas avec les anticipations générées par le modèle de Markov dans les régimes de faible inflation et d'inflation modérée.

Les résultats présentés à la colonne 4 du Tableau 6 montrent que l'on ne peut exclure ni la volatilité conditionnelle ni l'écart de production positif des sources possibles de non-linéarité. Nous ne pouvons non plus écarter la possibilité que le niveau de l'inflation soit la source de variation systématique de l'arbitrage car, dans ce cas, le régime d'inflation élevée correspond aussi à une période de forte volatilité conditionnelle de l'inflation, comme on peut le constater à la Figure 6. Cependant, la représentation de l'intervalle de confiance à 90 % applicable aux variations de l'arbitrage (Figures 17 à 19) indique qu'une variation systématique significative est plus susceptible d'être liée à un écart de production positif qu'au niveau de l'inflation ou à sa volatilité.

Dans les cas où une non-linéarité est détectée au Canada, la variation mesurée de l'arbitrage est de nouveau substantielle et significative du point de vue économique. Si, par exemple, la variation résulte de contraintes de capacité, l'effet de la demande excédentaire sur l'inflation représente plus de six fois celui de l'offre excédentaire. Étant donné que notre modèle ne cherche à déceler que les variations de niveau de l'arbitrage liées au signe de l'écart de production, nous ne pouvons déterminer de façon très précise la valeur de l'arbitrage en période de demande excédentaire, par opposition aux périodes d'offre excédentaire. Il se pourrait, en fait, que la courbe décrivant la relation d'arbitrage ne soit en aucun point convexe vis-à-vis de l'écart de production. D'après les estimations ponctuelles, le paramètre d'arbitrage ne serait que de 0,08 en période d'offre excédentaire, contre 0,51 en période de demande excédentaire. Ces valeurs sont inférieures aux estimations ponctuelles dont font état Laxton, Rose et Tetlow (1993) ainsi

14. La courbe de Phillips utilisée lorsque nous estimons la production potentielle à l'aide du filtre multivarié élargi est non linéaire. Sa non-linéarité pourrait avoir un rôle à jouer dans les résultats présentés au Tableau 6.

Tableau 6

Résultats de l'estimation des équations de mesure et de transition par la méthode du maximum de vraisemblance : Canada, IPC hors TPS, TVQ et taxe sur le tabac

Attentes générées par le modèle de Markov et production potentielle calculée au moyen du filtre multivarié du MTP

Variables	Modèle à contrainte de capacité	Modèle à coût d'ajustement	Modèle à signaux brouillés	Test conjoint
π_t^a	0,93 (0,13; 0,00)	0,87 (0,13; 0,00)	0,87 (0,13; 0,00)	0,91 (0,12; 0,00)
π_{t-1}	0,07	0,13	0,13	0,09
α (constante)	0,08 (0,06; 0,10)	0,19 (0,15; 0,10)	0,06 (0,13; 0,34)	- 0,07 (0,10; 0,24)
$\Pr(S_{t-1} = 2)$	—	- 0,03 (0,18; 0,43)	—	—
$\Pr(S_{t-1} = 3)$	—	0,26 (0,20; 0,09)	—	—
$V_{t-1}(\pi_t)$	—	—	0,10 (0,06; 0,05)	0,08 (0,05; 0,07)
$(\acute{E}CART_{t-1} + b)^+$	0,43 (0,27; 0,05)	—	—	0,39 (0,25; 0,06)
b	- 0,87 (0,53; 0,05)	—	—	- 0,87 (0,50; 0,04)
ρ (écart retardé)	- 0,02 (0,13; 0,44)	- 0,49 (0,30; 0,05)	- 0,58 (0,27; 0,02)	- 0,15 (0,18; 0,21)
Écart-type (μ_t)	0,17 (0,10; 0,03)	0,13 (0,07; 0,03)	0,11 (0,08; 0,08)	0,10 (0,14; 0,23)
$\text{Var}(\varepsilon_t)$	1,83 (0,28; 0,00)	1,87 (0,29; 0,00)	1,88 (0,29; 0,00)	1,89 (0,29; 0,00)
Vraisemblance moyenne	- 1,76562	- 1,76202	- 1,75807	- 1,75352
Moyenne(β_t)	0,24	0,18	0,19	0,24
Min(β_t)	- 0,03	0,00	- 0,05	- 0,03
Max(β_t)	0,62	0,49	0,48	0,72

Nota : Écarts-types compatibles avec l'hétéroscédasticité et risques de première espèce entre parenthèses

$$\acute{E}quation \text{ de mesure : } \pi_t = e \cdot \pi_t^a + (1 - e) \cdot \pi_{t-1} + \beta_t \cdot (\acute{E}CART_t + b) + \varepsilon_t$$

$$\acute{E}quation \text{ de transition : } \beta_t = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1} + \gamma_1 \cdot \Pr(S_{t-1} = 2) + \gamma_2 \cdot \Pr(S_{t-1} = 3) + \gamma_3 \cdot V_{t-1}(\pi_t) + \gamma_4 \cdot 1_{(\acute{E}CART_{t-1} + b > 0)} + \mu_t$$

Tableau 7

Résultats de l'estimation des équations de mesure et de transition par la méthode du maximum de vraisemblance : Canada, IPC hors TPS, TVQ et taxe sur le tabac

Attentes générées par le modèle de Markov et production potentielle calculée au moyen d'un VARS

Variables	Modèle à contrainte de capacité	Modèle à coût d'ajustement	Modèle à signaux brouillés	Test conjoint
π_t^a	0,90 (0,15; 0,00)	0,87 (0,13; 0,00)	0,87 (0,14; 0,00)	0,87 (0,13; 0,00)
π_{t-1}	0,10	0,13	0,13	0,13
α (constante)	0,03 (0,17; 0,43)	0,06 (0,17; 0,37)	0,13 (0,08; 0,06)	0,11 (0,05; 0,02)
$\Pr(S_{t-1} = 2)$	—	0,08 (0,24; 0,37)	—	—
$\Pr(S_{t-1} = 3)$	—	0,05 (0,22; 0,41)	—	—
$V_{t-1}(\pi_t)$	—	—	- 0,01 (0,03; 0,36)	—
$(\acute{E}CART_{t-1} + b)^+$	0,07 (0,31; 0,41)	—	—	—
b	0,47 (1,80; 0,40)	—	—	—
ρ (état retardé)	0,66 (0,11; 0,00)	0,50 (0,28; 0,04)	0,56 (0,24; 0,01)	0,52 (0,17; 0,00)
Écart-type (μ_t)	0,14 (0,36; 0,35)	0,15 (0,23; 0,25)	0,12 (0,39; 0,37)	0,15 (0,24; 0,27)
$\text{Var}(\varepsilon_t)$	2,05 (0,44; 0,00)	2,08 (0,33; 0,00)	2,09 (0,36; 0,00)	2,09 (0,33; 0,00)
Vraisemblance moyenne	- 1,79349	- 1,79910	- 1,79923	- 1,79962
Moyenne(β_t)	0,22	0,22	0,23	0,23
Min(β_t)	0,06	0,10	0,11	0,12
Max(β_t)	0,39	0,36	0,32	0,35

Nota : Écarts-types compatibles avec l'hétéroscédasticité et risques de première espèce entre parenthèses

$$\acute{E}quation\ de\ mesure : \pi_t = e \cdot \pi_t^a + (1 - e) \cdot \pi_{t-1} + \beta_t \cdot (\acute{E}CART_t + b) + \varepsilon_t$$

$$\acute{E}quation\ de\ transition : \beta_t = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1} + \gamma_1 \cdot \Pr(S_{t-1} = 2) + \gamma_2 \cdot \Pr(S_{t-1} = 3) + \gamma_3 \cdot V_{t-1}(\pi_t) + \gamma_4 \cdot 1_{(\acute{E}CART_{t-1} + b > 0)} + \mu_t$$

Figure 17

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à un écart de production positif**

Colonne 1, Tableau 6

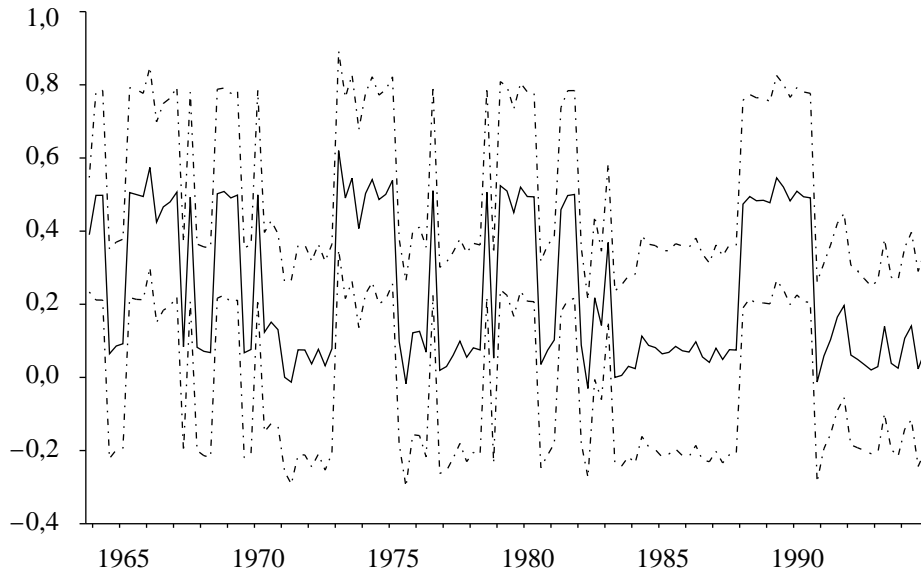


Figure 18

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à l'état 2 et à l'état 3 du modèle de Markov**

Colonne 2, Tableau 6

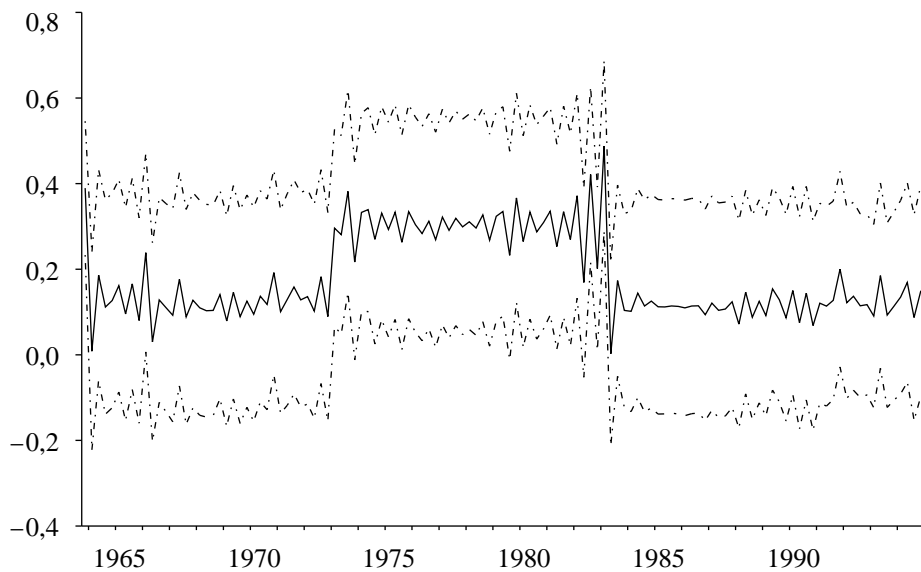
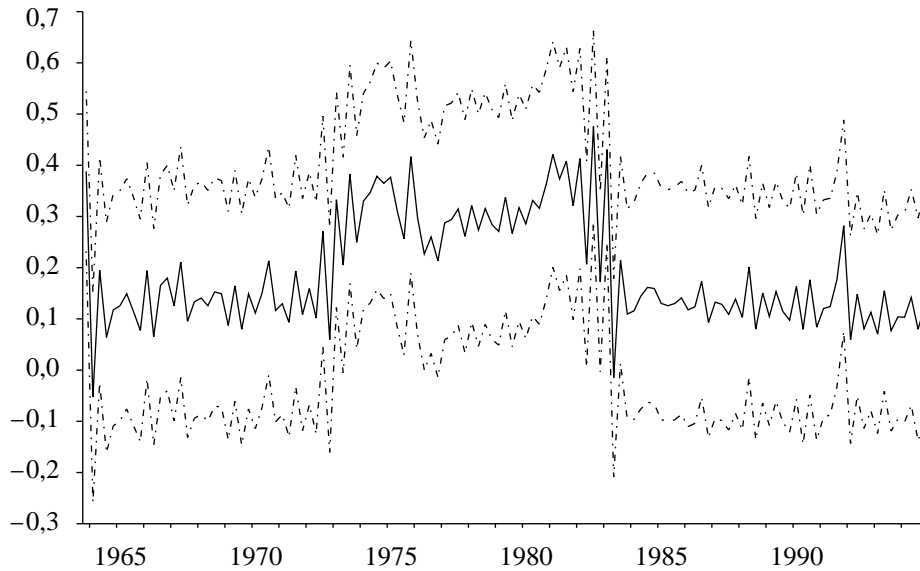


Figure 19

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à la volatilité conditionnelle**

Colonne 3, Tableau 6

**Figure 20**

**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variation due à la volatilité conditionnelle et à un écart de production positif**

Colonne 4, Tableau 6

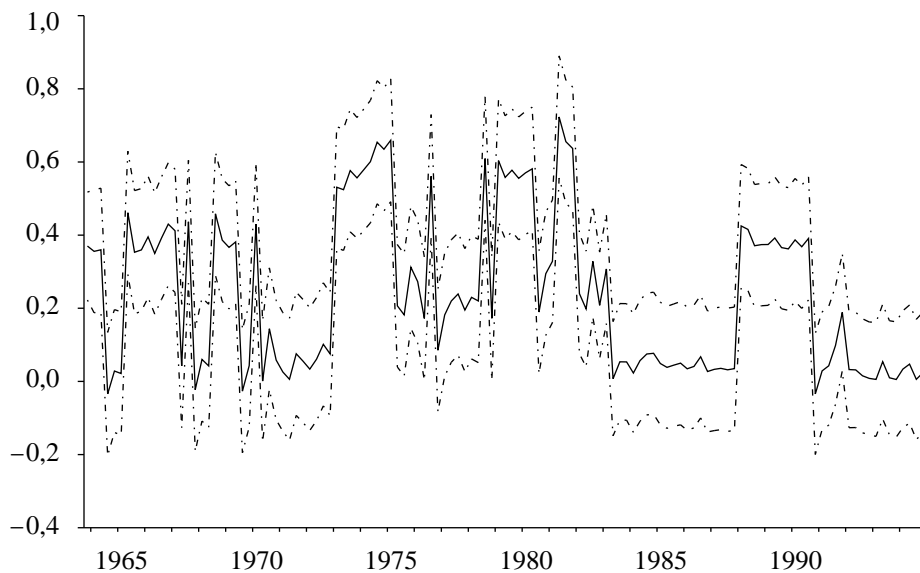
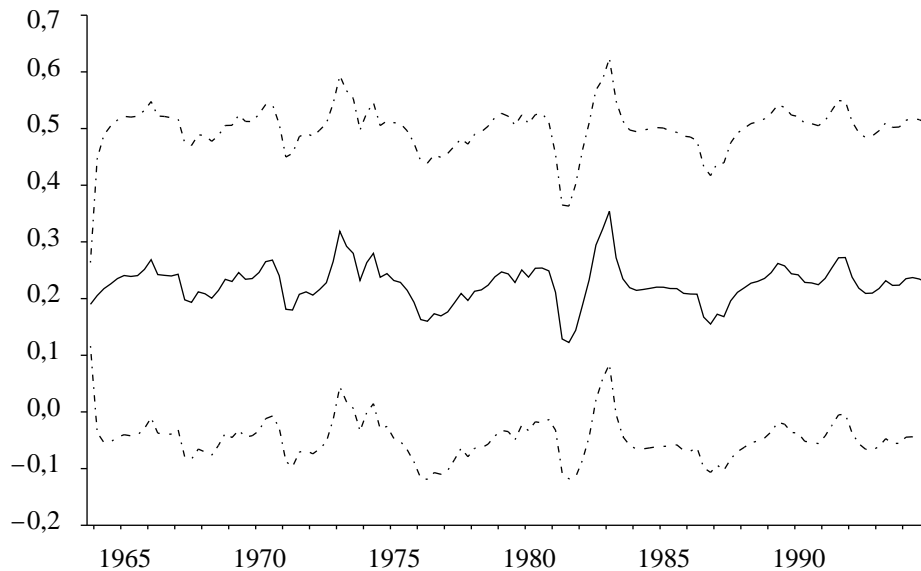


Figure 21**Arbitrage production-inflation — Intervalle de confiance à 90 %
Variations non systématiques seulement**

Colonne 4, Tableau 7



que Fillion et Léonard (1997), mais l'accroissement relatif du paramètre d'arbitrage est comparable dans l'ensemble. La variation inexpliquée — représentée par μ_t — est généralement faible, mais paraît elle aussi plus prononcée après 1990.

Lorsque la variation du paramètre d'arbitrage est imputable à des modifications du niveau moyen de l'inflation, elle est beaucoup plus faible. Cette variation est illustrée à la Figure 18, qui correspond aux estimations de la colonne 2 du Tableau 6. Quand l'inflation est faible ou modérée, l'estimation ponctuelle du paramètre est de 0,13, mais elle passe à 0,31 quand l'inflation est élevée. Par conséquent, la pente de la courbe de Phillips est un peu plus de deux fois plus forte quand l'inflation est élevée que lorsqu'elle est faible. La spécification de la variation dans le temps au moyen de trois régimes d'inflation ne peut déboucher sur une représentation approchée de l'arbitrage production-inflation que si la variation de ce dernier est une fonction continue du niveau moyen de l'inflation. Cela n'est toutefois peut-être pas le cas, si l'on considère que les périodes d'inflation modérée ne semblent pas caractérisées par une relation d'arbitrage significativement différente de celle qui est obtenue pour les périodes de faible inflation.

Conclusions

Dans cette étude, nous avons présenté quelques résultats empiriques au sujet de la nature de l'arbitrage entre la production et l'inflation. Notre recension de la littérature a fait ressortir cinq modèles de comportement dans lesquels les prix réagissent de manière non linéaire, à court terme, à des chocs de demande globale. Il est important, bien que difficile, de préciser la nature de ces effets non linéaires, car des non-linéarités différentes n'ont pas les mêmes conséquences pour la conduite de la politique monétaire. La mesure de l'inflation attendue et de l'écart de production pose problème, tout particulièrement si l'analyse s'appuie sur une courbe de Phillips. Dans un tel cadre, les tests que nous avons utilisés manquent de puissance. Ils font parfois ressortir des modifications du ratio de sacrifice qui sont importantes du point de vue économique, mais peu significatives sur le plan statistique. L'incertitude entourant la variation inexplicquée de l'arbitrage production-inflation est parfois supérieure à la taille des variations systématiques.

Dans le schéma traditionnel de la courbe de Phillips à court terme, le modèle à contrainte de capacité et le modèle de concurrence monopolistique impliquent tous deux une réaction asymétrique de l'inflation à un excédent de la demande et de l'offre. Un test simple d'asymétrie a mis en évidence des indices de convexité de la courbe dans le cas des États-Unis, conformément à ce que prévoit le modèle à contrainte de capacité. Parmi les autres modèles que nous avons examinés, le modèle à coût d'ajustement et le modèle à signaux brouillés reposent sur deux hypothèses différentes : dans le premier modèle, la pente de la courbe de Phillips varie en fonction du niveau moyen de l'inflation, et dans le second, elle varie en fonction de la volatilité conditionnelle de l'inflation. Nous avons tiré parti de cette information pour élaborer un cadre d'estimation nous permettant de tester séparément et conjointement les résultats générés par ces modèles.

Certains des résultats que nous avons présentés indiquent une variation significative, dans le temps, de l'arbitrage entre la production et l'inflation au Canada, mais nous sommes incapables de déterminer avec certitude le modèle à l'origine de la non-linéarité. De fait, il se pourrait que plus d'un modèle s'applique. Les indices de non-linéarité sont plus convaincants dans le cas des États-Unis, et, dans l'ensemble, c'est le modèle à contrainte de capacité qui semble le mieux cadrer avec les résultats empiriques obtenus pour les deux pays. Dans les cas où nous décelons une non-linéarité significative, les variations de l'arbitrage tirent également à conséquence du point de vue économique.

Il faut continuer à améliorer les mesures qui sont utilisées pour éprouver la valeur des différentes théories de la non-linéarité si l'on veut parvenir à des résultats plus solides concernant l'existence de non-linéarités

ou d'asymétries et leur nature. Dans la présente étude, nous n'avons pas permis au paramètre d'arbitrage de varier de façon continue par rapport aux mesures de l'écart de production et du niveau moyen de l'inflation¹⁵. Ces contraintes devraient être assouplies dans les recherches futures. Il faudra également trouver le moyen de prendre en compte les erreurs de mesure des attentes d'inflation et de l'écart de production. Il serait peut-être possible, par exemple, de mettre en œuvre des techniques faisant appel à des variables instrumentales dans un cadre espace d'états. Le regroupement des données relatives aux États-Unis et au Canada permettrait peut-être d'obtenir des estimations plus précises des variations du paramètre. Nous devons également tenir compte de la forte influence que pourraient exercer certains des chocs d'offre les plus importants. Il est maintenant d'usage, lorsqu'on utilise une courbe de Phillips, d'introduire des mesures qui permettent de neutraliser séparément l'effet des variations des prix des aliments et de l'énergie ainsi que du taux de change.

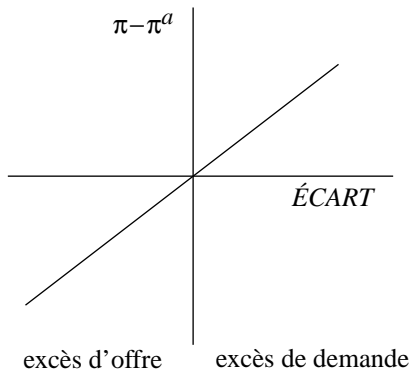
La présence de non-linéarités dans la courbe de Phillips serait lourde de conséquences pour la conduite de la politique monétaire. Des recherches plus approfondies s'imposent afin de clarifier les résultats que nous avons obtenus.

15. Selon des estimations provisoires, les valeurs retardées de l'inflation attendue indiqueraient une variation continue du paramètre d'arbitrage.

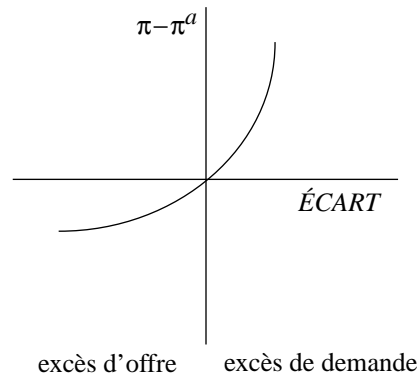
Annexe 1

Différents types de relation entre la production et l'inflation

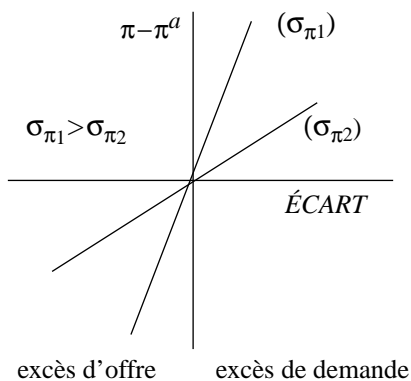
1. Modèle linéaire



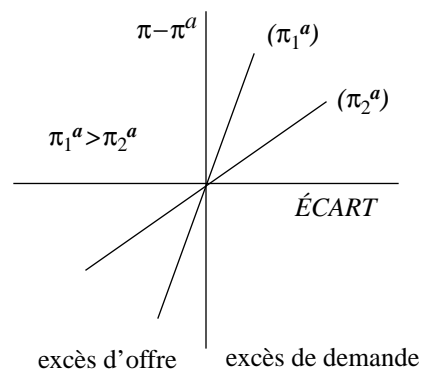
2. Modèle à contrainte de capacité



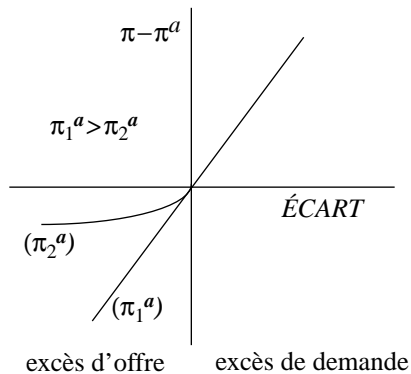
3. Modèle à signaux brouillés



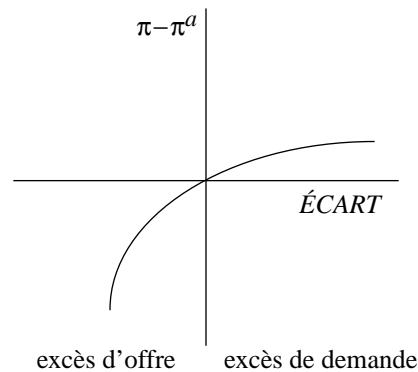
4. Modèle à coût d'ajustement



5. Modèle à rigidité des salaires nominaux à la baisse



6. Modèle de concurrence monopolistique



Annexe 2

Restrictions de long terme imposées à la production pour mesurer la production potentielle

La présente annexe décrit brièvement la méthode de décomposition qui fait appel à l'imposition de restrictions à la production en longue période pour mesurer la production potentielle¹.

Désignons par Z_t un vecteur stationnaire $n \times 1$, qui inclut un vecteur n_1 de variables intégrées d'ordre 1 et un vecteur n_2 de variables intégrées d'ordre 0 tels que $Z_t = (\Delta X_{1t}', X_{2t}')'$. Le théorème de décomposition de Wold permet d'exprimer Z_t sous la forme réduite suivante :

$$Z_t = \delta(t) + C(L)\varepsilon_t, \quad (\text{A2.1})$$

où $\delta(t)$ est déterministe, $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ est une matrice de retards polynomiaux, $C_0 = I_n$ est la matrice unité et le vecteur ε_t représente les erreurs de prévision à l'horizon d'une période que contient Z_t , étant donné l'information dont on dispose sur les valeurs retardées de Z_t , $E(\varepsilon_t) = 0$ et $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$ (Ω étant une matrice définie positive). Nous supposons que toutes les racines du polynôme $\det |C(L)|$ se situent sur le cercle unitaire ou à l'extérieur de celui-ci, ce qui exclut les représentations non fondamentales privilégiées par Lippi et Reichlin (1993).

L'équation (A2.1) peut se décomposer en une composante de long terme et une composante transitoire :

$$Z_t = \delta(t) + C(1)\varepsilon_t + C^*(L)\varepsilon_t, \quad (\text{A2.2})$$

où $C(1) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i$ et $C^*(L) = C(L) - C(1)$. Nous définissons $C_1(1)$ comme le multiplicateur de long terme du vecteur X_{1t} . Si le rang de $C_1(1)$ est inférieur à n_1 , il existe au moins une combinaison linéaire des éléments de X_{1t} qui est intégrée d'ordre 0.

La méthode de décomposition fondée sur l'imposition de restrictions de long terme présuppose que Z_t a la représentation structurelle suivante :

$$Z_t = \delta(t) + \Gamma(L)\eta_t, \quad (\text{A2.3})$$

1. Le lecteur trouvera un exposé plus approfondi de cette méthode dans Watson (1994), Dupasquier, Guay et St-Amant (1997) ou St-Amant et van Norden (1997).

où η_t est un vecteur n des chocs structurels, $E(\eta_t) = 0$ et $E(\eta_t \eta_t') = I_n$ (normalisation simple). À partir de la forme réduite estimée, nous pouvons retrouver la forme structurelle (A2.3) à l'aide des relations suivantes : $\Gamma_0 \Gamma_0' = \Omega$, $\varepsilon_t = \Gamma_0 \eta_t$ et $C(L) = \Gamma(L) \Gamma_0^{-1}$.

La matrice des covariances à long terme de la forme réduite est égale à $C(1)\Omega C(1)'$. Il découle de (A2.2) et de (A2.3) que

$$C(1)\Omega C(1)' = \Gamma(1)\Gamma(1)'. \quad (\text{A2.4})$$

Cette relation indique que nous pouvons identifier la matrice Γ_0 en imposant un nombre approprié de restrictions à la matrice des covariances à long terme de la forme structurelle.

Supposons que le logarithme de la production soit la première variable du vecteur Z_{1t} . Il est alors égal à

$$\Delta y_t = \mu_y + \Gamma_1^P(L)\eta_t^P + \Gamma_1^C(L)\eta_t^C, \quad (\text{A2.5})$$

où η_t^P est le vecteur des chocs permanents influant sur la production et η_t^C est le vecteur des chocs qui ont seulement un effet temporaire sur la production. La production potentielle s'exprime alors sous la forme

$$\Delta y_t^P = \mu_y + \Gamma_1^P(L)\eta_t^P. \quad (\text{A2.6})$$

La « production potentielle » correspond donc à la composante permanente de la production. La partie de la production imputable à des chocs temporaires est considérée comme l'« écart de production ».

Annexe 3

Description des données

Nous avons choisi les chiffres trimestriels du produit intérieur brut (PIB) pour représenter la production réelle au Canada et aux États-Unis de 1964 à 1995. L'inflation au Canada et aux États-Unis est mesurée par l'IPC global (hors TPS, TVQ et taxe sur le tabac dans le cas du Canada) et par l'IPC hors alimentation et énergie. Les données canadiennes sont désaisonnalisées par la Banque du Canada, et les données américaines, par Data Resources INC. Les taux d'intérêt retenus sont le taux des fonds à un jour dans le cas du Canada (pour une description de ce taux, voir Armour, Engert et Fung, 1996) et le taux des fonds fédéraux pour les États-Unis.

Nous avons appliqué un test augmenté de Dickey-Fuller à la production, aux taux d'inflation et aux taux d'intérêt afin de déterminer si ces variables renferment une racine unitaire. Ce test n'a pas permis de rejeter l'hypothèse que celles-ci soient intégrées d'ordre 1.

Annexe 4

Estimation du modèle espace d'états par la méthode du maximum de vraisemblance

Les paramètres du modèle espace d'états sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. À l'instar de Harvey (1993), nous nous servons d'un filtre de Kalman pour générer la forme de la fonction de vraisemblance qui sert à décomposer les erreurs de prévision. Les valeurs maximales de la vraisemblance ont été calculées à l'aide du logiciel GAUSS.

Le modèle espace d'états est constitué des équations (2) et (3) présentées dans le corps du texte :

$$\pi_t = a \cdot \pi_t^a + (1 - a) \cdot \pi_{t-1} + \beta_t \cdot \acute{E}CART_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (\text{A4.1})$$

$$\beta_t = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1} + \gamma \cdot X_{t-1} + \mu_t \quad \mu_t \sim N(0, \sigma_\mu^2). \quad (\text{A4.2})$$

Les paramètres dont la vraisemblance doit être maximisée sont $\{a, \alpha, \rho, \gamma, \sigma_\varepsilon, \sigma_\mu\}$. On les appelle les hyperparamètres du modèle. Le filtre de Kalman les considère comme donnés et génère des séries de valeurs pour β_t et ε_t . Dénotons par $\beta_{t|s}$ la prévision de β_t étant donné l'information connue jusqu'à la période s et par $P_{t|s}$ la variance conditionnelle qui y est associée. La distribution de β_0 étant établie a priori et notée $\beta_{0|0}$ et $P_{0|0}$, le filtre de Kalman résout les équations suivantes de façon itérative depuis la période 1 jusqu'à la période T :

$$\beta_{t|t-1} = \alpha + \rho \cdot \beta_{t-1|t-1} + \gamma \cdot X_{t-1} \quad (\text{A4.3})$$

$$P_{t|t-1} = \rho^2 \cdot P_{t-1|t-1} \quad (\text{A4.4})$$

$$\varepsilon_{t|t-1} = \pi_t - a \cdot \pi_t^a - (1 - a) \cdot \pi_{t-1} - \beta_{t|t-1} \cdot \acute{E}CART_t \quad (\text{A4.5})$$

$$H_t = P_{t|t} \cdot \acute{E}CART_t^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (\text{A4.6})$$

$$K_{t|t-1} = P_{t|t-1} \cdot \acute{E}CART_t \cdot H_t^{-1} \quad (\text{A4.7})$$

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_{t|t-1} \cdot \varepsilon_{t|t-1} \quad (\text{A4.8})$$

$$P_{t|t} = (I - K_{t|t-1} \cdot \acute{E}CART_t) \cdot P_{t|t-1} \quad (\text{A4.9})$$

La variable H_t de l'équation (A4.6) est la variance conditionnelle des erreurs de prévision, $\varepsilon_{t|t-1}$. Elle tient compte de l'incertitude entourant la

penne de la courbe de Phillips ainsi que de l'incertitude relative aux chocs d'offre. La forme de la fonction de vraisemblance qui sert à décomposer les erreurs de prévision relatives à l'observation t est donc

$$\log(l_t) = -\frac{\log 2 \cdot \pi}{2} - \frac{\log H_t}{2} - \frac{\varepsilon_{t|t-1}^2}{2H_t}. \quad (\text{A4.10})$$

Bibliographie

- Akerlof, G. A., W. T. Dickens et G. L. Perry (1996). « The Macroeconomics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-76.
- Amano, R. A. et R. T. Macklem (1997). « Menu Costs, Relative Prices, and Inflation: Evidence from Canada », document de travail n° 97-14, Banque du Canada, Ottawa.
- Armour, J., W. Engert et B. S. C. Fung (1996). « Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions », document de travail n° 96-4, Banque du Canada, Ottawa.
- Ball, L. et G. Mankiw (1994). « Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations », *Economic Journal*, vol. 104, mars, p. 247-261.
- Ball, L., G. Mankiw et D. Romer (1988). « The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-65.
- Bean, C. (1993). « A Historical Perspective on the Output-Inflation Trade-Off », HM Treasury 9, inédit, avril.
- Butler, L. (1996). *A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*, Rapport technique n° 77, Ottawa, Banque du Canada.
- Clark, P., D. Laxton et D. Rose (1995). « Capacity Constraints, Inflation and the Transmission Mechanism: Forward-Looking Versus Myopic Policy Rules », document de travail n° WP/95/75, Fonds monétaire international, Washington (D.C.).
- (1996). « Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus », *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 43, mars, p. 216-251.
- Coulton, B. (1993). « Inflation and the Output Gap », HM Treasury 8, inédit, avril.
- Cozier, B. V. et G. Wilkinson (1990). « How Large Are the Costs of Disinflation in Canada? », document de travail n° 90-6, Banque du Canada, Ottawa.
- Debelle, G. et D. Laxton (1996). « Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States », document de travail n° WP/96/111, Fonds monétaire international, Washington (D.C.).
- DeSerres, A. et A. Guay (1995). « Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions », document de travail n° 95-9, Banque du Canada, Ottawa.
- Duguay, P. (1994). « Étude empirique du mécanisme de transmission de la politique monétaire au Canada — Une approche globale », initialement paru en anglais dans *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, février 1994, p. 39-61, et reproduit dans *La transmission de la politique monétaire au Canada*, Ottawa, Banque du Canada, 1996.
- Dupasquier, C. et N. Girouard (1992). « Un modèle de l'inflation au Canada », inédit, mai, Banque du Canada, Ottawa.
- Dupasquier, C., A. Guay et P. St-Amant (1997). « A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap », document de travail n° 97-5, Banque du Canada, Ottawa.
- Eisner, R. (1997). « The Decline and Fall of the NAIRU », communication présentée à l'assemblée de l'American Economic Association tenue en janvier à la Nouvelle-Orléans.
- Evans, D. M. (1992). « The Changing Nature of the Output-Inflation Trade-Off », inédit, Stern School of Business, Université de New York.

- Fillion, J.-F. et A. Léonard (1997). « La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses », document de travail n° 97-3, Banque du Canada, Ottawa.
- Fisher, T. C. G. (1989). « Efficiency Wages: A Literature Survey », document de travail n° 89-5, Banque du Canada, Ottawa.
- Fortin, P. et D. Prud'homme (1984). « La courbe de Phillips canadienne contre vents et marées », *Prévision et Analyse économique*, vol. 5, n° 2, p. 37-60.
- Gordon, R. J. (1996). « The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy », document de travail n° 5735, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Massachusetts).
- Harvey, A. C. (1993). *Time Series Models*, 2^e édition, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Kiley, M. (1996). « Endogenous Price Stickiness and Business Cycle Persistence », Finance and Economics Discussion Series n° 1996-23, décembre, Federal Reserve Board, Washington (D.C.).
- King, R. G. et M. W. Watson (1994). « The Post-War U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History », Macroeconomic Issues Working Paper n° 94-14, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Koelln, K., M. Rush et D. Waldo (1996). « Do Government Policy Multipliers Decrease with Inflation? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 38, décembre, p. 495-505.
- Laxton, D., G. Meredith et D. Rose (1995). « Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation: Evidence and Policy Implications », *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 42, juin, p. 344-374.
- Laxton, D., N. Ricketts et D. Rose (1994). « Incertitude, apprentissage et crédibilité de la politique monétaire ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1993, Ottawa, Banque du Canada, p. 195-256.
- Laxton, D., D. Rose et R. Tetlow (1993). « Is the Canadian Phillips Curve Non-linear? », document de travail n° 93-7, Banque du Canada, Ottawa.
- Lippi, M. et L. Reichlin (1993). « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment », *American Economic Review*, vol. 83, juin, p. 644-652.
- Loungani, P., A. Razin et C.-W. Yuen (1997). *Capital Mobility and the Output-Inflation Trade-off*, Londres, Centre for Economic Policy Research.
- Lown, C. S. et R. W. Rich (1997). « Is There an Inflation Puzzle? », Federal Reserve Bank of New York, communication présentée à la réunion des économètres de la Banque des Règlements Internationaux tenue en janvier à Bâle.
- Lucas, R. E., Jr. (1973). « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review*, vol. 63, juin, p. 326-334.
- Macklem, T. (1997). « Contraintes de capacité, ajustement des prix et politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 39-56.
- Phillips, A. W. (1958). « The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957 », *Economica*, vol. 25, novembre, p. 283-299.
- Ricketts, N. (1996). « La mesure et l'interprétation des taux d'intérêt réels à court terme et de l'inflation attendue », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 23-39.
- Ricketts, N. et D. Rose (1995). « Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G-7 Economies », document de travail n° 95-6, Banque du Canada, Ottawa.
- St-Amant, P. et S. van Norden (1997). *An Overview of Recent Research Done at the Bank of Canada on the Measurement of Potential Output and the Output Gap*, Rapport technique n° 79, Ottawa, Banque du Canada.
- Stiglitz, J. E. (1984). « Price Rigidities and Market Structure », *American Economic Review*, vol. 74, mai, p. 350-355.
- (1986). « Theories of Wage Rigidity ». In : *Keynes' Economic Legacy: Contemporary Economic Theories*, publié sous la direction de J. L. Butkiewicz, K. J. Koford et J. B. Miller, New York, Praeger, p. 153-222.

- Stiglitz, J. E. (1997). « Reflections on the Natural Rate Hypothesis », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, hiver, p. 3-10.
- Turner, D. (1995). « Effets de “speed limit” et asymétrie des effets sur l’inflation de l’écart de production dans les sept principales économies », *Revue économique de l’OCDE*, vol. 24, 1995/I, p. 63-96.
- Watson, M. W. (1994). « Vector Autoregressions and Cointegration ». In : *Handbook of Econometrics*, vol. 4, publié sous la direction de R. F. Engle et D. L. McFadden, Amsterdam, North-Holland et Elsevier, p. 2843-2915.
- Yates, A. et B. Chapple (1996). « What Determines the Short-Run Output-Inflation Trade-off? », document de travail n° 53, Banque d’Angleterre, Londres.