

Qu'est-il arrivé à la courbe de Phillips au Canada dans les années 1990?

*Paul Beaudry et Matthew Doyle**

Introduction

On peut privilégier l'un ou l'autre de deux courants de pensée pour interpréter les observations relatives à la relation existant entre la production et l'inflation dans un pays donné (la courbe de Phillips caractérisant cette économie). Il y a, d'une part, le point de vue traditionnel, qui veut qu'une telle relation soit surtout le reflet des institutions qui déterminent les prix et les salaires dans le pays considéré. Dans cette perspective, la courbe de Phillips apparaît principalement comme une relation d'ordre structurelle — sa pente étant régie d'abord et avant tout par les aspects institutionnels du mécanisme de détermination des prix — qui exerce un effet contraignant sur la politique monétaire. Il y a, d'autre part, le point de vue selon lequel la courbe de Phillips correspond essentiellement à une relation de forme réduite, qui reflète plutôt qu'elle n'influence le comportement des autorités monétaires. À notre avis, c'est cette seconde école qui aide le mieux à expliquer les modifications récentes de la courbe de Phillips.

Pour commencer, nous examinons l'évolution qu'a connue la relation de Phillips au Canada et aux États-Unis de 1961 à 1999, définie comme la relation statistique entre la variation de l'inflation et l'écart de la production par rapport à sa tendance. À la lumière de cette définition, nous montrons

* Nous désirons remercier Jeffrey Fuhrer, Steven James et Pierre Duguay, dont les commentaires nous ont été d'une grande utilité.

que la pente de la courbe de Phillips a beaucoup diminué tant au Canada qu'aux États-Unis au cours des vingt dernières années, le gros du recul s'étant produit dans les années 1990. Cette observation soulève deux questions. Comment la diminution de la pente s'explique-t-elle et quelles sont ses implications pour la conduite appropriée de la politique monétaire? Notre objectif est de répondre à ces questions en partant de l'idée que l'aplatissement observé de la courbe de Phillips tient à l'amélioration continue, depuis les années 1970, de la connaissance et de la compréhension que les banques centrales possèdent des forces réelles qui déterminent la production globale. Ainsi, nous pensons qu'il faut voir dans la courbe de Phillips presque horizontale qu'on observe maintenant le reflet d'une politique monétaire neutre, mise en œuvre de façon appropriée.

Nous proposons d'expliquer l'aplatissement de la courbe de Phillips à l'aide d'un modèle simple qui reconnaît tant le rôle des rigidités de prix que celui des perturbations réelles dans les fluctuations macroéconomiques. Notre modèle constitue en fait une extension du modèle de concurrence monopolistique de Blanchard et Kiyotaki (1987), laquelle permet de tenir compte des perturbations réelles (comme on le voit dans la littérature relative aux cycles réels) et de l'imperfection de l'information¹. Toutefois, contrairement à ce que l'on trouve dans la plupart des études macroéconomiques prenant cette imperfection en compte (par exemple Lucas, 1972, et Barro et Gordon, 1983), l'asymétrie d'information sur laquelle nous mettons l'accent concerne le fait que la banque centrale est mal renseignée sur l'évolution du secteur réel de l'économie et qu'elle essaie continuellement d'évaluer l'état de l'économie tout en influant sur celui-ci². À notre avis, ce type de limite sur le plan de l'information est commun à toutes les banques centrales et revêt de l'importance pour qui veut comprendre à la fois la conduite de la politique monétaire et les covariations de la production et de l'inflation.

Dans ce modèle simple, nous déterminons les propriétés de la relation entre la production et l'inflation en postulant que la politique monétaire est conduite de façon optimale, sous réserve de l'information limitée dont dispose la banque centrale. Nous montrons comment une relation de Phillips statistique peut émerger en pareil contexte, le rapport de cause à effet allant de la sphère réelle à la sphère nominale. Nous montrons également comment la banque centrale utilise les observations relatives à la

1. Dans la terminologie de Goodfriend et King (1997), notre modèle est un petit modèle s'inspirant de la « nouvelle synthèse néoclassique ».

2. À cet égard, notre modèle contient certains des éléments dont Caplin et Leahy (1996) font état à propos de l'interaction que l'on observe entre la banque centrale et les agents du secteur privé lorsque cette dernière ne connaît pas l'état de l'économie.

production et à l'inflation pour rajuster le sentier d'évolution de ses instruments monétaires.

Deux grandes conclusions se dégagent de l'analyse du modèle. Premièrement, nous constatons que, à mesure que la banque centrale prend conscience des phénomènes réels qui se produisent au sein de l'économie et y devient plus sensible, la pente de la courbe de Phillips tend à s'approcher de zéro. Le raisonnement intuitif qui sous-tend ce résultat est simple. La politique monétaire devrait avoir pour objectif de favoriser un bon fonctionnement de l'économie tout en maintenant la stabilité des prix. Cependant, en l'absence d'une information complète sur l'état de l'économie, la banque centrale ne peut réaliser parfaitement ce double objectif. L'interaction de l'ensemble des agents économiques du secteur privé et de la banque centrale, où chacun essaie d'apprendre de l'autre, génère une relation de Phillips. À mesure que la banque centrale apprend à mieux s'acquitter de son rôle en matière de collecte de l'information, la pente positive de la courbe de Phillips s'estompe graduellement. Nous ferons valoir que ce mécanisme aide à expliquer l'aplatissement de la courbe de Phillips observé durant les années 1980 et 1990, les banques centrales aux États-Unis et au Canada ayant pris conscience de l'importance des chocs réels dans les années 1970 puis appris à les identifier et à y réagir de façon plus appropriée.

Deuxièmement, le modèle fait ressortir qu'un aplatissement de la courbe de Phillips ne signifie pas que l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation auquel est confrontée la banque centrale ait changé. Nous montrons pourquoi il y a lieu de considérer comme deux éléments distincts la courbe de Phillips et l'arbitrage entre la production et l'inflation et pourquoi la courbe de Phillips peut s'aplatir sans que ne se modifie l'arbitrage pertinent entre la production et l'inflation.

Voici le plan de l'étude. À la section 1, nous analysons l'évolution de la courbe de Phillips aux États-Unis et au Canada de 1961 à 1999. À la section 2, nous présentons notre modèle de la courbe de Phillips. Pour déterminer les propriétés de la relation entre la production et l'inflation, nous postulons que les autorités monétaires disposent d'une information imparfaite au sujet de l'état de l'économie, mais essaient de mener la politique monétaire de façon optimale. Nous comparons ensuite l'explication que nous donnons de l'aplatissement de la courbe de Phillips et celle fondée sur la rigidité des salaires nominaux afin de voir laquelle est la plus plausible. La dernière section renferme nos conclusions.

1 Aperçu de la relation entre la production et l'inflation au Canada et aux États-Unis

Dans la présente section, nous passons en revue les résultats relatifs à l'existence d'une courbe de Phillips à pente positive au Canada et aux États-Unis de 1961 à 1999. Les résultats obtenus donnent à penser que la relation de Phillips est peu sensible à la formalisation retenue et assez semblable au Canada et aux États-Unis³. Ils indiquent également que la relation entre l'inflation et la production a changé durant les dernières décennies. Nous montrons en particulier que la courbe de Phillips s'est aplatie durant les vingt dernières années. Nous constatons que la diminution de la pente qui s'est produite aux États-Unis et au Canada est considérable.

1.1 Estimations de référence et résultats

Dans sa forme la plus simple, la courbe de Phillips peut être exprimée comme une relation entre l'inflation, les retards de l'inflation et l'écart de la production par rapport à sa tendance. En l'absence de fondements théoriques clairs susceptibles de nous aider à mesurer correctement les prix, les auteurs qui se sont penchés sur la courbe de Phillips utilisent divers outils, qui vont d'indices larges comme l'indice implicite des prix du PIB à des mesures plus étroites conçues pour cerner la notion d'inflation fondamentale. Dans nos estimations de référence, nous employons le taux de variation de l'indice implicite du PIB comme mesure de l'inflation⁴.

La mesure de l'écart de production soulève d'autres questions. Les chercheurs élaborent les séries relatives à l'écart de production en ayant recours à diverses techniques — filtres HP, vecteurs autorégressifs (VAR) structurels, modèles macroéconomiques structurels, simples tendances, etc. — pour déterminer le niveau tendanciel de la production. Nous avons envisagé diverses possibilités et choisi comme mesure de référence l'écart de production obtenu par l'application d'un filtre HP au logarithme naturel du PIB réel⁵. Étant donné que la courbe de Phillips peut aussi être exprimée comme une relation entre l'inflation et le chômage, nous avons également

3. Fillion et Léonard (1997) présentent pour le Canada des estimations d'une courbe de Phillips linéaire qui ressemblent aux nôtres.

4. Nous avons également fait appel à l'indice des prix à la consommation (IPC) pour vérifier la robustesse de nos résultats.

5. Nous nous sommes assurés que les résultats ne sont pas sensibles aux diverses valeurs de λ , le paramètre de lissage du filtre HP. Ce paramètre est fixé ici à 1 600; comme la fréquence de nos données est annuelle, il est peu probable que nous ayons procédé à un lissage exagéré.

étudié la nature de la courbe de Phillips illustrant l'arbitrage entre l'inflation et le chômage en vue de tester nos résultats⁶.

Comme point de départ, nous estimons la courbe de Phillips très simple suivante :

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta*(\acute{E}CART_t + \varepsilon_t).$$

Aux Figures 1 et 2, nous représentons graphiquement cette relation, ainsi que la droite de régression qui y est associée, pour le Canada et les États-Unis de 1961 à 1999. La pente de la courbe de Phillips estimée dans le cas des États-Unis est de 0,256, ce qui donne à penser qu'un écart de production positif de 1 % s'accompagne en moyenne d'une hausse de l'inflation d'environ 1/4 %. L'estimation de 0,214 obtenue pour le Canada est similaire à celle des États-Unis. Pour les deux pays, nous rejetons l'hypothèse que la pente de la courbe de Phillips est de zéro aux seuils de signification habituels. Afin de tenir compte de la possibilité que l'inflation réagisse avec un certain retard aux phénomènes réels (deuxième colonne des Tableaux 1 et 2), nous avons aussi retenu la valeur retardée de l'écart de production comme variable explicative. Cette spécification sera très utile dans l'analyse de notre modèle théorique. Comme on peut le voir aux deux tableaux, la pente estimée de la relation de Phillips n'est pas fortement influencée par le choix de l'écart de production retardé (plutôt que contemporain) comme variable explicative.

Pour illustrer la robustesse de ces résultats, nous considérons différentes formulations de la courbe de Phillips. Ainsi qu'il a été mentionné précédemment, l'un des problèmes que soulève la spécification a trait à la mesure de l'écart de production. Étant donné que nous avons construit les séries relatives à cet écart en scindant, à l'aide d'un filtre HP, la production en deux composantes (la tendance et l'écart), nous avons jugé bon de répéter notre analyse en utilisant d'autres méthodes de décomposition. Dans la troisième colonne des Tableaux 1 et 2, nous reproduisons les résultats tirés de l'estimation de l'équation simple servant à formaliser la courbe de Phillips lorsque nous utilisons une tendance cubique pour obtenir la mesure de l'écart de production. Nos estimations ponctuelles de la pente diffèrent selon la mesure retenue, mais les différences ne sont pas très grandes, comme on peut le constater.

Nous désirons également vérifier la robustesse de ces résultats quand le processus d'inflation est spécifié plus librement et que les facteurs à

6. Les données relatives au Canada sont tirées du fichier CANSIM, et les données américaines de Basic Economics (autrefois Citibase).

Figure 1
La courbe de Phillips au Canada de 1961 à 1999

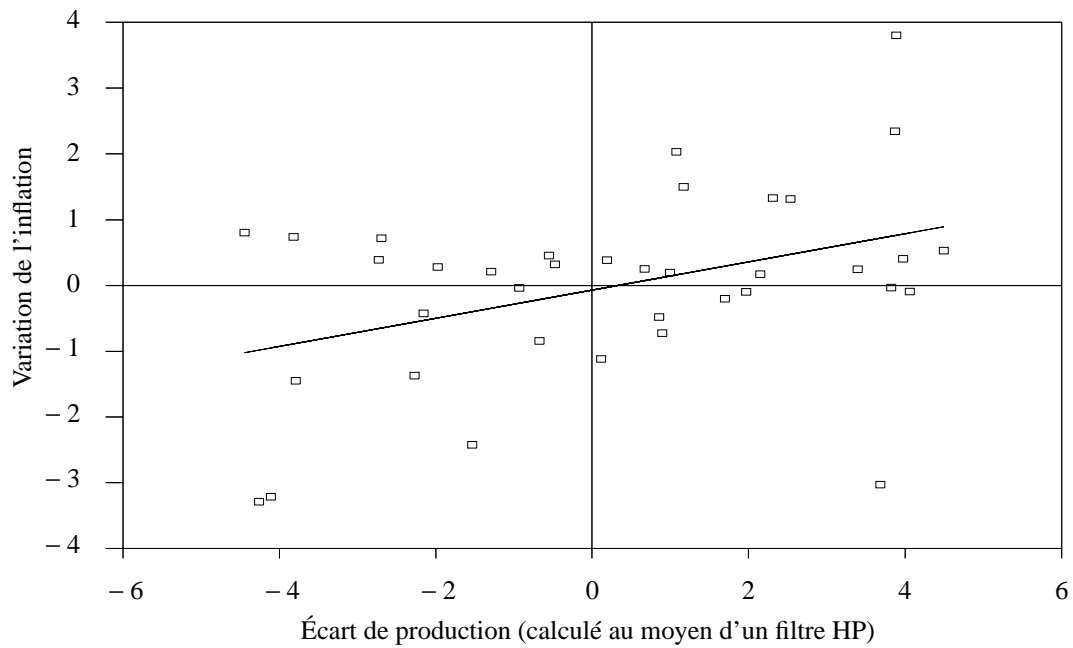


Figure 2
La courbe de Phillips aux États-Unis de 1961 à 1999

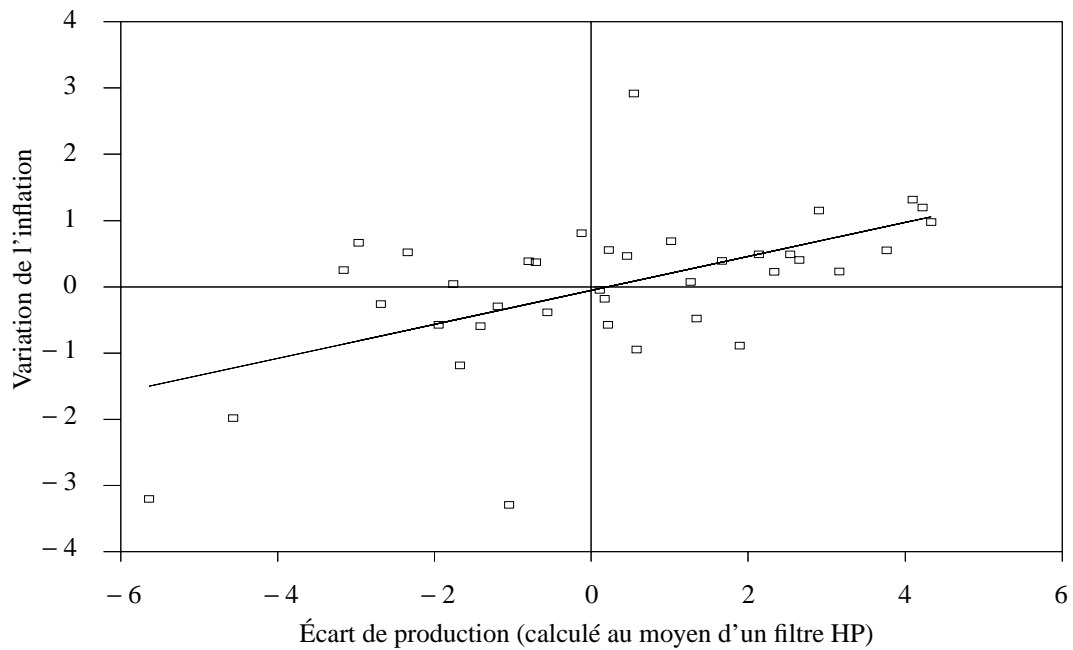


Tableau 1
Estimation de référence de la courbe
de Phillips pour le Canada, 1961-1999

	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$
Constante	-0,0360	-0,0690	0,0021
(Erreur-type)	(0,2259)	(0,2231)	(0,2219)
ÉCART-HP _t	0,2141 (0,0828)	—	—
ÉCART-HP _{t-1}	—	0,1890 (0,0814)	—
ÉCART-T _{t-1}	—	—	0,2599 (0,0998)

Tableau 2
Estimation de référence de la courbe
de Phillips pour les États-Unis, 1961-1999

	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$
Constante	-0,0014	-0,0531	0,0133
(Erreur-type)	(0,1567)	(0,1567)	(0,1576)
ÉCART-HP _t	0,2560 (0,0650)	—	—
ÉCART-HP _{t-1}	—	0,2404 (0,0619)	—
ÉCART-T _{t-1}	—	—	0,2719 (0,0714)

l'œuvre du côté de l'offre sont pris en considération. En un mot, nous avons estimé diverses variantes de l'équation suivante :

$$\pi_t = const + a(L)\pi_{t-1} + b(L)(\acute{E}CART_t) + cX_t + \varepsilon_t,$$

où π_t est l'inflation à la période t , $\acute{E}CART_t$ une mesure de l'écart de production et X_t un vecteur des variables d'offre. Nous présentons aux Tableaux 3 et 4 les résultats ainsi obtenus.

Comme on peut le voir aux Tableaux 3 et 4, le fait de retenir des retards de la variation de l'inflation pour variables explicatives peut avoir des effets non négligeables sur les coefficients de la pente que nous avons obtenus. En comparant la première colonne du Tableau 4 avec les résultats de l'estimation de référence (Tableau 2), on constate que la nouvelle spécification fait augmenter le coefficient dont est affecté l'écart de production calculé pour les États-Unis. Elle a toutefois peu d'effet sur la valeur estimée pour le Canada. Si l'ajout de retards influe sur nos

Tableau 3
Estimation de référence de la courbe de Phillips
pour le Canada, 1961-1999

	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$	π_t	π_t
Constante	-0,0787 (0,2310)	-0,0184 (0,2319)	1,2991 (0,4042)	1,7040 (0,5207)
ÉCART-HP $_{t-1}$	0,1935 (0,0922)	0,2301 (0,0947)	0,3646 (0,0889)	0,3799 (0,0909)
$\Delta\pi_{t-1}$	0,0975 (0,1725)	0,0743 (0,1718)	—	—
π_{t-1}	—	—	0,8332 (0,1596)	0,7391 (0,1739)
π_{t-2}	—	—	-0,1218 (0,1445)	-0,1280 (0,1471)
π_t ÉNERGIE	—	-0,0142 (0,0615)	—	0,0665 (0,0570)
π_{t-1} ÉNERGIE	—	-0,0886 (0,0590)	—	0,0427 (0,0623)

Tableau 4
Estimation de référence de la courbe de Phillips
pour les États-Unis, 1961-1999

	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_t$	π_t	π_t
Constante	-0,0559 (0,1556)	-0,0299 (0,1474)	0,4776 (0,3095)	1,2633 (0,2969)
ÉCART-HP $_{t-1}$	0,3161 (0,0771)	0,2724 (0,0779)	0,3054 (0,0742)	0,2734 (0,0604)
$\Delta\pi_{t-1}$	-0,1449 (0,1637)	-0,1726 (0,1792)	—	—
π_{t-1}	—	—	0,8042 (0,1593)	0,4578 (0,1595)
π_{t-2}	—	—	0,0694 (0,1618)	0,2429 (0,1397)
π_t ÉNERGIE	—	0,0719 (0,0300)	—	0,0980 (0,0239)
π_{t-1} ÉNERGIE	—	-0,0072 (0,0328)	—	0,0723 (0,0305)

estimations de la pente, la nouvelle formalisation n'entraîne en aucun cas le rejet de nos premiers résultats, qui font état d'une covariation positive et statistiquement significative de la production et de la variation de l'inflation sur la période 1961-1999.

Une reformulation de l'équation en fonction de l'inflation plutôt que de la variation de l'inflation, comme on le voit aux colonnes 3 et 4 des Tableaux 3 et 4, permet une formalisation plus libre du processus d'inflation. Nous constatons que cette spécification influence également nos estimations de la pente. En règle générale, le coefficient estimé pour l'écart de production est alors plus élevé, et sa valeur tend à s'accroître avec le nombre de retards retenus pour l'inflation.

Enfin, le fait de prendre en compte les variables d'offre semble avoir des effets limités sur nos estimations de la pente. On trouve aux colonnes 2 et 4 les résultats des formalisations dans lesquelles la hausse des prix relatifs de l'énergie est l'une des variables explicatives⁷. La prise en considération des prix de l'énergie a une incidence qui va de faible à modérée sur nos estimations du coefficient de l'écart de production, et la taille et le signe de cette incidence dépendent de la spécification et du pays.

En résumé, les données de la période commençant en 1960 corroborent l'existence d'une courbe de Phillips à pente positive au Canada et aux États-Unis, et ce résultat n'est pas sensible aux diverses formalisations retenues. Nos estimations de la pente de la courbe de Phillips varient dans la plupart des cas entre 0,2 et 0,3. Dans tous les cas, la pente estimée est positive et diffère significativement de zéro aux seuils de signification habituels.

1.2 L'évolution de la pente de la courbe de Phillips

Maintenant que nous nous sommes penchés sur l'existence d'une covariation positive de l'inflation et de la production au Canada et aux États-Unis entre 1961 et 1999, nous allons chercher à déterminer si oui ou non la courbe de Phillips s'est modifiée au fil des ans. Comme nous le verrons, la pente de la courbe a diminué de façon marquée dans les deux pays par rapport au sommet atteint vers la fin des années 1970.

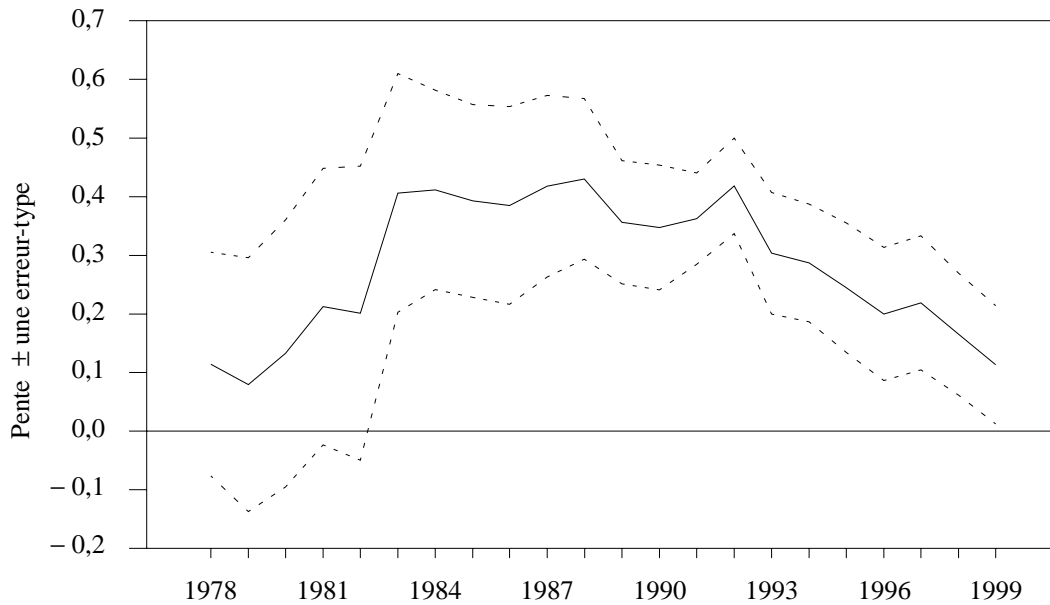
Pour étudier la pente affichée par la courbe de Phillips au fil du temps, nous effectuons une série de régressions sur une période mobile de quinze années de données. Autrement dit, pour chacune des années de notre échantillon à partir de 1978, nous estimons la courbe de Phillips sur la plus

7. Nous définissons la hausse des prix relatifs de l'énergie comme le taux de variation du ratio de la composante énergie de l'IPC à l'IPC global.

Figure 3**Pente de la courbe de Phillips au Canada sur longue période**

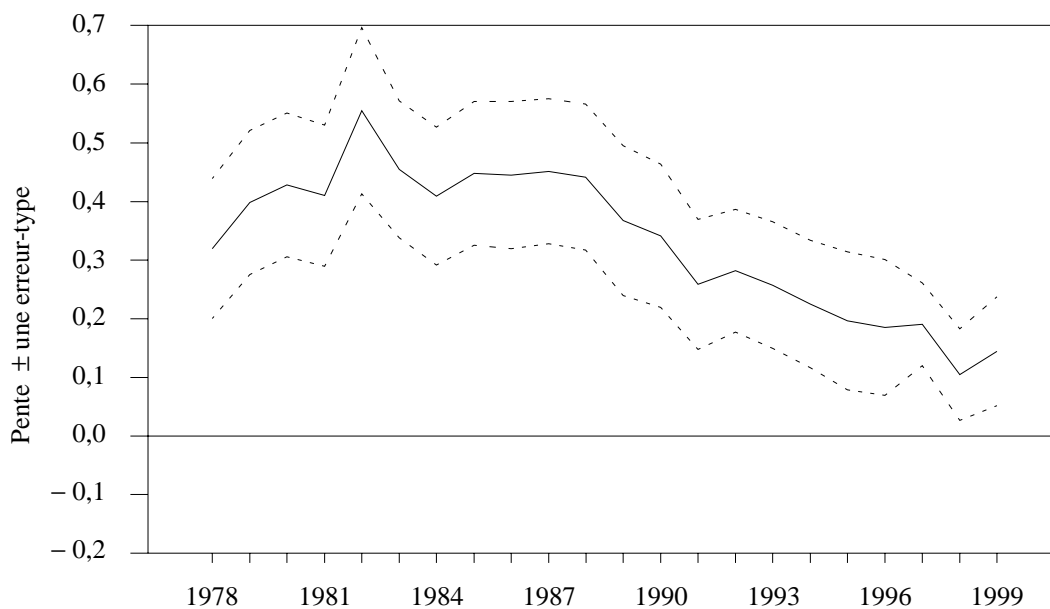
Régression de la variation de l'inflation sur le retard de l'écart de production

Période mobile de quinze ans

**Figure 4****Pente de la courbe de Phillips aux États-Unis sur longue période**

Régression de la variation de l'inflation sur le retard de l'écart de production

Période mobile de quinze ans



récente période de quinze ans. Par exemple, les estimations pour 1983 sont établies à partir des observations relatives à la période 1969-1983.

Nous présentons aux Figures 3 et 4 les résultats obtenus en effectuant une régression de la variation de l'inflation par rapport à la valeur retardée de l'écart de production. Cette régression nous servira de référence, car elle peut être reliée facilement aux résultats théoriques exposés dans les sections suivantes. La pente estimée de la courbe de Phillips atteint son sommet vers 1982 dans les deux pays. Puis elle diminue tout le long des années 1980 et 1990. Aux États-Unis, la pente commence à chuter vers 1988 et baisse de façon régulière jusqu'à la fin de l'échantillon. Dans le cas du Canada, la baisse ne s'amorce qu'en 1992 et s'accroît beaucoup à la fin de la décennie. À la fin des années 1990, la pente de la courbe de Phillips n'est pas significativement différente de zéro ni au Canada ni aux États-Unis.

Comme nous l'avons mentionné à la sous-section 1.1, nous avons soumis notre formulation de référence à divers tests de robustesse. Nous constatons que l'aplatissement de la courbe de Phillips observé au Canada et aux États-Unis dans les années 1980 se maintient peu importe la spécification retenue. Les résultats présentés aux Figures 3 et 4 semblent également indiquer que la pente de la courbe a été assez faible durant la deuxième moitié des années 1970. Toutefois, ce résultat est sensible au choix du cadre d'estimation.

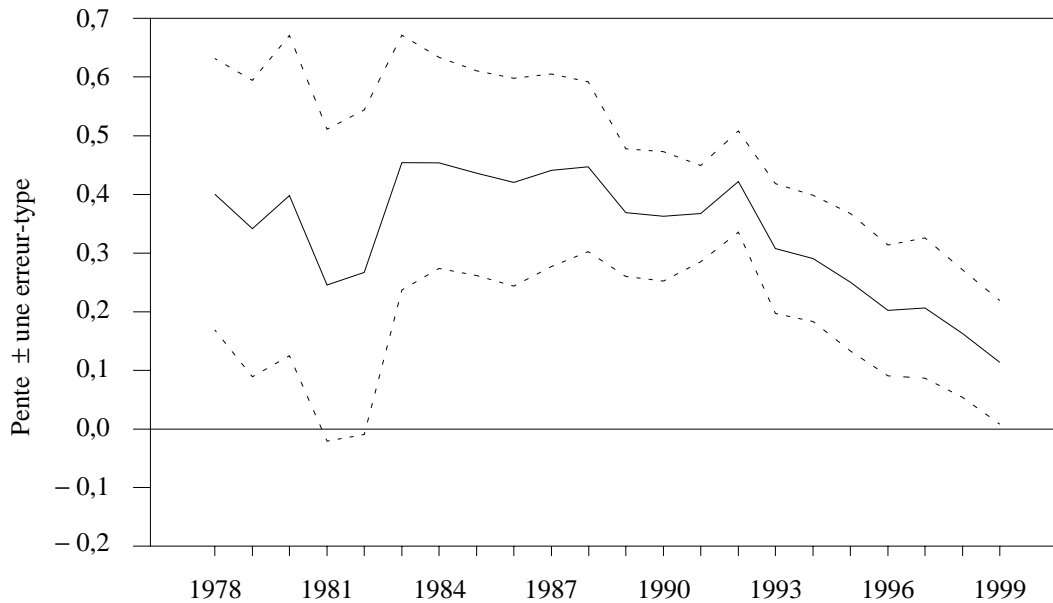
Nous présentons aux Figures 5 et 6 l'exemple d'une régression dans laquelle la hausse des prix relatifs de l'énergie est incluse comme variable explicative additionnelle. Ainsi qu'on peut le voir, le profil d'évolution (à la baisse) de la pente demeure en gros inchangé dans les années 1980 et 1990. Il est à noter, toutefois, que l'estimation que nous avons faite de la pente de la courbe pour le Canada à la fin des années 1970 passe presque du simple au triple avec la nouvelle spécification (par rapport à l'estimation de la Figure 3). Par conséquent, nous ne croyons pas que le faible coefficient de la courbe observé dans les années 1970 (voir Figure 3) soit une caractéristique robuste des données⁸.

Étant donné que nous essayons d'examiner les variations enregistrées dans le temps par la relation de Phillips, nous avons également effectué une série de régressions où les années comprises dans l'échantillon mobile sont affectées de poids qui décroissent avec leur éloignement. En procédant ainsi, nous réduisons le risque qu'une ou deux observations puissent influencer indûment le profil de nos estimations. Cette méthode donne des résultats similaires à ceux présentés aux Figures 3 à 6, c'est-à-dire que la pente de la

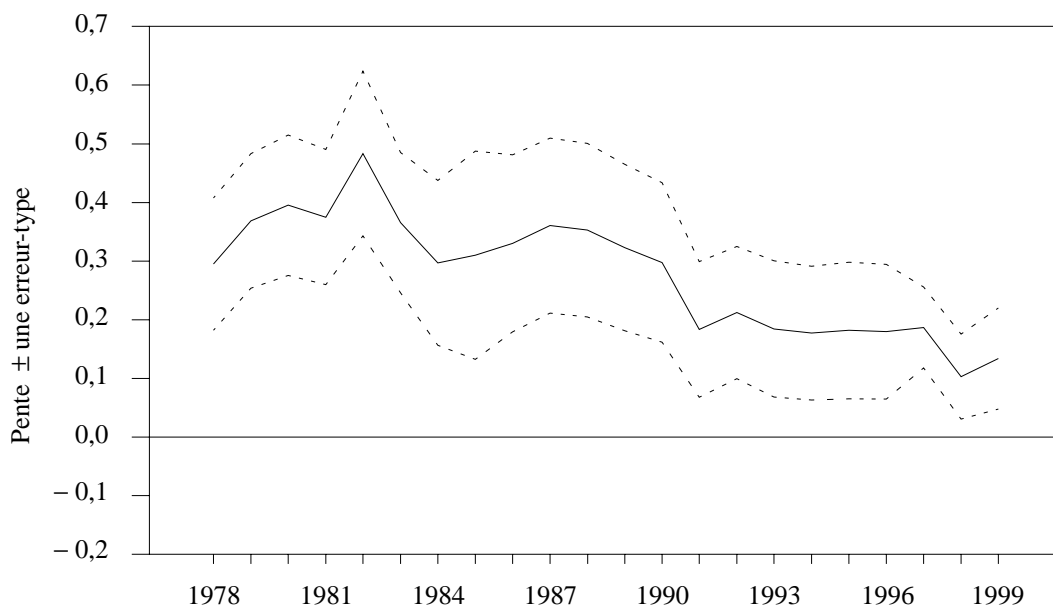
8. L'observation aberrante de 1975 (année caractérisée par de fortes fluctuations des prix des produits de base) explique peut-être pourquoi nos estimations pour les années 1970 sont sensibles à la spécification retenue.

Figure 5**Pente de la courbe de Phillips au Canada sur longue période**

Régression de la variation de l'inflation sur le retard de l'écart de production et la hausse des prix relatifs de l'énergie

**Figure 6****Pente de la courbe de Phillips aux États-Unis sur longue période**

Régression de la variation de l'inflation sur le retard de l'écart de production et la hausse des prix relatifs de l'énergie



courbe de Phillips semble toujours diminuer sensiblement durant les décennies 1980 et 1990.

Les estimations ponctuelles présentées aux Figures 3 à 6 ne sont pas très précises, ainsi qu'en témoigne la taille des intervalles correspondant aux erreurs-types. Comme l'imprécision de nos estimations est fonction de la taille de l'échantillon mobile, nous sommes aux prises avec l'arbitrage suivant : nous ne pouvons accroître la précision de nos estimations qu'en ajoutant des années plus éloignées à notre échantillon, auquel cas la composition de notre échantillon tend à se modifier beaucoup plus lentement. Pour cette raison, nous préférons présenter des estimations peut-être imprécises, mais qui appréhendent mieux toute variation possible de la relation de Phillips. Nous croyons que la taille de la variation des estimations ponctuelles est digne d'intérêt du point de vue économique, même si sa signification statistique peut être mise en doute.

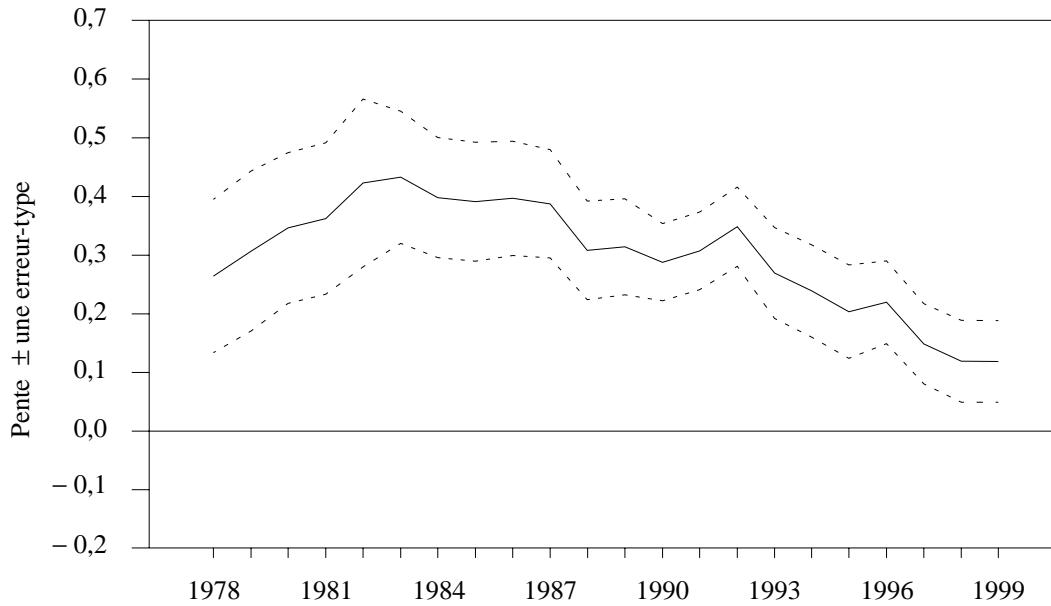
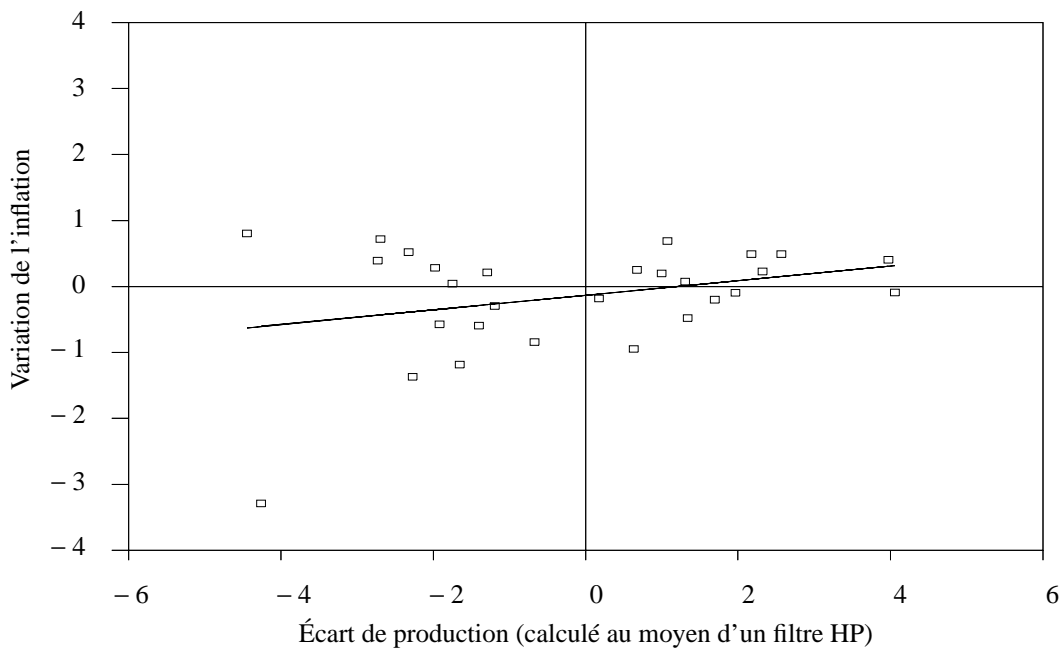
Pour éprouver à nouveau la robustesse des résultats, nous avons groupé les données canadiennes et américaines afin d'augmenter le nombre d'observations contenues dans l'échantillon. La pente de la courbe de Phillips estimée pour l'ensemble de l'échantillon est alors de 0,2239, chiffre du même ordre que nos estimations précédentes. Comme c'était le cas auparavant, notre estimation résiste bien à un changement de spécification. La Figure 7 illustre les résultats des régressions faites à partir d'échantillons mobiles de quinze années comprenant les deux pays et fondées sur la formulation de référence⁹. La pente de la courbe de Phillips obtenue affiche le même profil que celle des échantillons distincts, c'est-à-dire qu'elle atteint un sommet au début des années 1980 et diminue par la suite. Comme dans les cas précédents, la baisse de la pente par rapport au sommet atteint en 1999 est considérable.

Afin de bien montrer que la courbe de Phillips est plate depuis le milieu des années 1980, nous illustrons à la Figure 8 la relation entre la variation de l'inflation et l'écart de production entre 1985 et 1999 pour l'échantillon regroupant les deux pays. La pente estimée est de 0,1108, avec une erreur-type de 0,0683. Ce coefficient est beaucoup plus faible que ceux obtenus au moyen de l'ensemble de l'échantillon et n'est pas significativement différent de zéro aux seuils de signification habituels. Comme l'illustre la Figure 8, cette pente est fortement influencée par une observation aberrante, celle de 1992 ayant trait au Canada. Si nous utilisons une variable muette pour tenir compte de cette observation, la pente de la courbe de Phillips pour le Canada et les États-Unis à partir de 1985 n'est plus que de 0,0212.

9. Nous effectuons une régression du taux d'inflation sur le retard de l'écart de production.

Figure 7**Pente de la courbe de Phillips sur longue période, échantillon regroupant les deux pays**

Régression sur échantillon mobile de la variation de l'inflation par rapport à l'écart de production

**Figure 8****Variation de l'inflation par rapport à l'écart observé de 1985 à 1999, échantillon regroupant les deux pays**

Selon ces résultats, la relation de Phillips s'est nettement modifiée durant les dernières décennies. Elle s'est considérablement aplatie aux États-Unis et au Canada. De plus, dans le cas du Canada, l'essentiel de cet aplatissement s'est produit dans les années 1990.

2 Pourquoi y a-t-il une courbe de Phillips et pourquoi sa pente pourrait-elle se modifier à la longue?

Nous examinons dans cette section la nature théorique de la relation entre la production et l'inflation. Notre but est d'illustrer le mécanisme par lequel une politique monétaire optimale peut donner lieu à une courbe de Phillips et le lien qui unit, en pareil cas, la pente de la courbe aux facteurs fondamentaux de l'économie. Nous voulons en particulier souligner le lien entre la pente de la courbe de Phillips et le degré d'imperfection de l'information dont disposent les autorités monétaires au sujet de l'état de l'économie. Pour analyser cette question, nous employons un modèle macroéconomique de concurrence monopolistique de type courant (voir, par exemple Blanchard et Kiyotaki, 1987), que nous formulons de manière à tenir compte des chocs réels et nominaux qui influent sur la production.

Nous considérons une situation dans laquelle un bien final Y_t est produit à l'aide d'un ensemble de N biens intermédiaires, X_{it} , où $i = 1, \dots, N$. Les biens intermédiaires sont fabriqués par des entreprises qui opèrent en situation de concurrence monopolistique et qui doivent déterminer leurs prix au début de chaque période, avant que soit établie la demande de biens intermédiaires. Le bien final est produit par des entreprises placées en régime de concurrence parfaite, conformément à la fonction de production à rendements d'échelle constants donnée par l'équation

$$Y_t = \left(\sum_{i=1}^N X_{it}^\alpha \right)^{\left(\frac{1}{\alpha}\right)} N^{\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)}. \quad (1)$$

Chacune des entreprises qui produit des biens intermédiaires a accès à une technologie donnée par l'équation

$$X_{it} = A_t^{(1-\gamma)} L_{it}^\gamma, \quad (2)$$

où L_{it} est la quantité de travail employée par la firme i et A_t l'indice de productivité.

Nous faisons l'hypothèse que l'indice de productivité A_t est commun à tous les biens intermédiaires et que le logarithme de A_t suit le processus stochastique stationnaire représenté par l'équation suivante¹⁰ :

$$a_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}, \quad \psi_0 = 1, \quad \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i^2 < \infty, \quad (3)$$

où ε_t est par hypothèse une variable aléatoire de moyenne zéro et de variance σ_ε distribuée selon une loi normale et où les coefficients ψ_i sont positifs. La dernière restriction vise à refléter l'idée que les écarts de la technologie par rapport à la tendance présentent une autocorrélation positive.

Pour que le modèle reste simple, nous nous abstenons explicitement d'inclure une tendance dans le processus envisagé pour A_t . Toutefois, nous estimons qu'il y a lieu d'interpréter les variables du modèle comme des écarts par rapport à une tendance induite par la croissance de A_t . De plus, l'hypothèse que tous les biens intermédiaires sont produits à l'aide d'une technologie commune est de toute évidence restrictive, mais elle se justifie par le fait que nous nous intéressons exclusivement aux fluctuations globales.

Dans cette économie, le ménage représentatif a des préférences définies en matière de consommation, d'offre de travail et d'encaisses réelles, comme le montre l'équation (4). Nous faisons l'hypothèse que l'utilité du ménage est linéaire par rapport au travail afin de générer un salaire réel constant. Ainsi, le modèle peut aussi être interprété comme un modèle où le salaire est fixé de manière exogène.

$$U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, L_t\right) = C_t^\theta \frac{M_t^{1-\theta}}{P_t} - \Phi L_t \quad (4)$$

La contrainte budgétaire du ménage est donnée par l'équation (5), où P_t est le prix du bien final, W_t le salaire nominal, \bar{M}_t la monnaie demandée et M_t les encaisses monétaires distribuées par la banque centrale au début de chaque période :

$$P_t C_t + \bar{M}_t = W_t L_t + M_t. \quad (5)$$

Pour déterminer le comportement d'équilibre du secteur privé, nous commençons par examiner le problème de maximisation du ménage. Le

10. Dans toutes les équations, les lettres minuscules servent à désigner le logarithme d'une variable.

ménage représentatif considère les prix comme donnés et choisit la consommation, le travail et les encaisses monétaires de façon à maximiser son utilité. Les conditions du premier ordre associées à cette maximisation impliquent que la monnaie demandée satisfait à l'équation (6) et que, au salaire réel déterminé par l'équation (7), l'offre de travail est élastique.

$$\bar{M}_t = P_t C_t \frac{(1 - \theta)}{\theta} \quad (6)$$

$$\frac{W_t}{P_t} = (1 - \theta)^{1 - \theta} \theta^\theta \phi \quad (7)$$

Les producteurs du bien final ne déterminent pas eux-mêmes les prix, qui sont donnés, et maximisent leurs profits en choisissant la quantité de biens intermédiaires à utiliser. Il en découle une demande de biens intermédiaires, qui est donnée par l'équation (8), où P_{it} est le prix du i^e bien intermédiaire.

$$X_{it} = \left(\frac{P_{it}}{P_t} \right)^{\frac{-1}{1 - \alpha}} \frac{Y_t}{N} \quad (8)$$

Le problème auquel est confrontée une entreprise produisant un bien intermédiaire est plus compliqué, car les prix des biens de ce type doivent être déterminés avant que soit réalisé A_t ou M_t . L'objectif de l'entreprise consiste donc à fixer P_{it} de manière à maximiser les profits espérés, sous réserve de l'ensemble d'informations Ω_{t-1} , qui contient toute l'information relative à la période $t - 1$ ou à une période antérieure, notamment les valeurs passées de ε . Ainsi, le problème de maximisation d'un producteur de biens intermédiaires peut être exprimé comme suit :

$$\max_{P_{it}} E[P_{it} X_{it} - W_t L_{it} / \Omega_{t-1}]$$

sous la contrainte de (2), (3), (7) et (8).

En utilisant les conditions d'équilibre du marché des biens et du marché de la monnaie et en imposant une contrainte de symétrie au comportement des producteurs de biens intermédiaires, on peut aisément construire les équations (9) et (10), qui décrivent le comportement du niveau

global des prix et de la production globale¹¹. Nous avons omis les termes constants dans ces deux équations.

$$p_t = E[m_t/\Omega_{t-1}] - \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (9)$$

$$y_t = m_t - p_t = (m_t - E[m_t/\Omega_{t-1}]) + \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (10)$$

Les équations (9) et (10) représentent le comportement d'équilibre des agents du secteur privé, peu importe le processus d'offre de monnaie. Il est à noter que les prix et la production sont fonction à la fois de facteurs réels et monétaires. En particulier, le niveau global des prix dépend des chocs réels et du niveau attendu du stock de monnaie, tandis que la production globale est fonction des chocs réels et du niveau non attendu de ce stock. On notera également que le terme ε_t des équations (9) et (10) peut être interprété dans une très large mesure comme un reflet des chocs réels qui peuvent influencer sur les gains potentiels de l'échange, contrairement à la représentation étroite du choc technologique.

Jusqu'ici, le modèle utilisé est un modèle macroéconomique type où les prix sont préétablis et il génère une structure commune aux modèles du genre. L'originalité de notre analyse tient à la nature de l'interaction de la banque centrale et du secteur privé. Nous exposons maintenant les objectifs et les contraintes de la banque centrale et soulignons les éléments clés de notre modèle.

Nous postulons que l'objectif de la banque centrale est de minimiser les écarts de la production et des prix par rapport aux niveaux visés y_t^* et p_t^* :

$$\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E[(y_t - y_t^*)^2 + \Phi^*(p_t - p_t^*)^2 | \bar{\Omega}_t]. \quad (11)$$

11. Pour établir l'équation (9) à partir du problème de maximisation de l'entreprise produisant le bien intermédiaire, la solution la plus facile consiste à utiliser dans un premier temps les équations (2) et (7) pour éliminer W_t et L_{it} de la fonction objectif de l'entreprise. Puis, en utilisant les conditions d'équilibre du marché $C_t = Y_t$ et $M_t = \bar{M}_t$ conjointement avec les équations (6) et (8), on peut simplement écrire la demande que doit satisfaire l'entreprise comme une fonction de P_{it} , P_t et M_t . Enfin, on impose $P_t = P_{it}$ dans la condition du premier ordre associée au choix optimal de P_{it} fait par l'entreprise et on applique les logarithmes pour obtenir l'équation (9).

Dans cette équation, Φ est le poids que la banque centrale accorde aux écarts de l'inflation par rapport à sa cible, comparativement aux écarts de production.

En ce qui concerne la cible de production, nous faisons l'hypothèse qu'elle correspond au niveau auquel la production s'établirait en situation d'équilibre concurrentiel, en l'absence de toute rigidité des prix ou d'imperfection de l'information, soit :

$$y_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i}.$$

(À noter que nous avons à nouveau omis le terme constant¹².) Bien que la cible de production retenue puisse être controversée, nous croyons que c'est l'hypothèse la plus raisonnable dans le contexte de notre modèle. Nous postulons que la cible relative au niveau des prix est déterminée par une cible d'inflation exogène, $\bar{\pi}_t$, telle que $p_t^* = p_{t-1} + \bar{\pi}_t$. Pour les besoins de notre analyse, on peut considérer le processus relatif à la cible d'inflation comme stochastique ou déterministe. Par souci de simplicité, nous supposons qu'il est exogène. Afin de tenir compte de la possibilité que la cible d'inflation soit stochastique, nous désignons l'attente des agents au sujet de la cible d'inflation à la période $t-1$ par ${}_{t-1}\bar{\pi}_t$. En faisant l'hypothèse que la cible d'inflation suit un processus exogène connu, nous éludons de toute évidence d'importantes questions relatives à l'annonce des cibles d'inflation.

Les hypothèses clés du modèle ont trait au moment des interventions de la banque centrale et à l'information dont disposent cette dernière et les agents du secteur privé quand ils prennent leurs décisions. Les hypothèses retenues reflètent le raisonnement suivant : à court terme, la banque centrale a, en raison de la rigidité des prix, la tâche importante mais difficile d'aider les agents du secteur privé à profiter des échanges, en injectant à cette fin dans le système les liquidités nécessaires. La banque centrale est représentée comme un agent ayant, par rapport au secteur privé, un désavantage sur le plan de l'information et un avantage au chapitre du choix du moment de ses interventions. La banque centrale n'observe pas directement le terme ε_t , de sorte qu'elle doit en déterminer la valeur en fonction de l'évolution passée de l'économie. Par contre, elle dispose d'information au sujet de la

12. En faisant l'hypothèse que l'objectif de la banque centrale consiste à atteindre un équilibre concurrentiel, nous éliminons un circuit normal qui donne lieu à des problèmes de cohérence temporelle (et à un biais inflationniste).

conjoncture actuelle de l'économie, qu'elle peut utiliser durant la période pour laquelle les prix ont été établis au préalable.

En fait, nous supposons que la banque centrale reçoit à chaque période un signal, s_t , de son département des recherches. Cet indicateur non biaisé de l'évolution réelle de l'économie est donné par l'équation (12), où μ_t est une variable aléatoire de moyenne zéro et de variance σ_μ^2 distribuée selon une loi normale :

$$s_t = \varepsilon_t + \mu_t. \quad (12)$$

Nous désignons par τ^2 le ratio du bruit au signal $\frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\varepsilon^2}$.

Le moment des interventions est arrêté comme suit. Au début de chaque période, les entreprises qui produisent des biens intermédiaires déterminent leurs prix, tandis que la banque centrale prend les décisions relatives à la masse monétaire. Toutefois, comme les agents du secteur privé et la banque centrale ne disposent pas des mêmes renseignements, l'information utilisée pour prendre ces décisions est différente. Les agents du secteur privé sont au courant de tous les événements passés survenus dans l'économie, mais ils ne connaissent pas la valeur que prend ε_t durant la période en cours. Quant à la banque centrale, elle n'est renseignée que sur les valeurs passées de la production et des prix (pas sur celle des chocs d'offre), mais elle a l'avantage d'observer s_t . Nous désignons l'ensemble d'informations dont dispose la banque centrale au début de la période t par $\bar{\Omega}_t = \{s_t, s_{t-1}, \dots, p_{t-1}, \dots, y_{t-1}, \dots\}$ et celui dont disposent les agents du secteur privé par $\Omega_{t-1} = \{\varepsilon_{t-1}, \dots, s_{t-1}, \dots, p_{t-1}, \dots, y_{t-1}, \dots\}$.

Si nous donnons à la banque centrale un avantage sur le plan de l'information (par le biais de s_t), c'est pour qu'elle ait sur le secteur privé l'avantage du choix du moment de ses interventions. Comme les prix sont préétablis dans le secteur privé, la banque centrale a davantage de souplesse au cours de la période pour réagir aux chocs du moment, mais l'information imparfaite dont elle dispose ne la renseigne pas sur les mesures les plus appropriées.

Le problème de la banque centrale consiste à choisir une règle de conduite de la politique monétaire qui lui permette de minimiser l'équation (11), sous réserve de ses limites en matière d'information et du comportement du secteur privé, qui cherche à optimiser son utilité (équations (9) et (10)). Il s'agit là d'un problème plus complexe que les problèmes normaux de détermination de la politique optimale, car les ensembles d'informations du secteur privé et de la banque centrale ne sont

pas identiques, et aucun des deux n'est un sous-ensemble de l'autre. En fait, le cadre que nous avons constitué est similaire à un jeu fait de coups simultanés et où les deux parties disposent de renseignements de nature privée. Comme l'a montré Townsend (1983), cela peut donner lieu à des problèmes de spécularité infinie (*infinite regress*). Toutefois, nous avons dans ce cas-ci simplifié le problème suffisamment pour obtenir une solution explicite.

La règle de conduite de la politique monétaire est donnée par l'équation (15), dans laquelle la solution d'équilibre implicite pour l'inflation (π_t) et la production est donnée (respectivement) par les équations (13) et (14).

$$\pi_t = {}_{t-1}\bar{\pi}_t + \psi_1(\Theta s_{t-1} - \varepsilon_{t-1}), \quad \Theta = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2} \quad (13)$$

$$y_t = \Theta^* s_t + \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (14)$$

$$m_t = p_{t-1} + {}_{t-1}\bar{\pi}_t - \frac{\psi_2}{\psi_1}(\pi_{t-1} - {}_{t-2}\bar{\pi}_{t-1}^*) + \Theta \sum_{i=0}^2 \psi_i s_{t-i} + \sum_{i=3}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (15)$$

Pour bien comprendre les équations (13) à (15), il convient de commencer par reconnaître que le terme $\Theta \cdot s_t$ est la meilleure estimation du choc d'offre courant, ε_t , dont la banque centrale dispose. Comme la banque centrale cherche à composer avec les chocs réels tout en maintenant la stabilité des prix (c.-à-d. en respectant la cible visée), elle modifie la masse monétaire conformément à sa meilleure estimation du choc d'offre de la période en cours. Les prix étant fixes, une expansion de l'offre de monnaie se reflète d'abord dans la production, comme les autorités le souhaitent, et non dans les prix. Autrement dit, la banque centrale utilise l'offre de monnaie pour permettre au secteur réel de l'économie de réagir au signal qu'elle envoie au sujet du choc d'offre de la période en cours; ce faisant, elle surmonte partiellement le problème des rigidités nominales inhérentes à l'économie.

Au cours de la période suivante, le secteur privé prend connaissance du choc d'offre survenu durant la période précédente et rajuste les prix en

conséquence. Il est à noter que l'inflation s'écarte du niveau visé seulement dans la mesure où l'estimation que la banque centrale avait faite du choc réel pendant la période précédente était erronée. En effet, en rajustant les prix en réaction à l'erreur de la banque centrale, le secteur privé se trouve à révéler à celle-ci l'ampleur de l'erreur qu'elle a commise. Si les agents du secteur privé réagissent aux erreurs passées, c'est parce qu'ils prévoient que la banque centrale va continuer à tolérer les effets d'un choc perçu jusqu'à ce qu'elle prenne conscience de son erreur. Ainsi, la règle de détermination des prix qui maximise le profit consiste à accroître les prix en réaction à une expansion monétaire exagérée décidée par la banque centrale.

De même, la banque centrale rajuste la masse monétaire dès que l'écart de l'inflation par rapport à la cible lui fait prendre conscience de son erreur. C'est ce que montre la règle monétaire donnée par l'équation (15), où l'écart passé de l'inflation par rapport à la cible est affecté du signe négatif. Bien que les autorités monétaires n'observent jamais directement les chocs d'offre, elles peuvent en déterminer parfaitement les valeurs en l'espace de deux périodes en suivant l'évolution de l'économie. Cela explique pourquoi la règle monétaire peut être définie comme une fonction des valeurs retardées du terme ε_t ¹³.

Voyons maintenant les implications du modèle ci-dessus en ce qui concerne la nature de la courbe de Phillips. Pour l'instant, commençons par définir cette courbe comme une relation purement statistique, comme nous l'avons fait à la section 1. Posons en particulier que la pente de la courbe de Phillips équivaut à la pente de la relation entre la variation de l'inflation et l'écart de la production par rapport à sa tendance. Notre modèle étant construit sous forme d'écarts par rapport à la tendance, cette pente équivaut, sur le plan théorique, au quotient de la covariance de la variation de l'inflation et de la production par la variance de la production. L'expression

13. On peut utiliser la règle monétaire (l'équation (15)) pour calculer les niveaux attendu et non attendu du stock de monnaie et s'assurer ainsi que les équations (13) et (14) sont compatibles avec le comportement optimal des agents du secteur privé, donné par les équations (9) et (10). Il est seulement un peu plus difficile de s'assurer que la règle monétaire donnée par l'équation (15) est optimale. On notera qu'en ce qui concerne les prix et la production, l'écart par rapport à la cible est simplement égal à la différence entre l'estimation par la banque centrale de $\varepsilon_t \cdot \Theta \cdot s_t$, et sa réalisation. Ainsi, si les autorités minimisent cette différence en posant

$$\Theta = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2},$$

la politique monétaire est optimale.

analytique de la pente est donnée par l'équation (16) et est représentée par β .

$$\beta = \frac{cov(\Delta\pi_{t+1}, y_t)}{var(y_t)} = \frac{(\psi_1^2 \tau^2)}{\left(\sum_{i=1}^{\infty} \psi_i^2 \right) (1 + \tau^2)} > 0, \quad \frac{\partial \beta}{\partial \tau^2} \geq 0 \quad (16)$$

Selon notre modèle, nous gagnerions à focaliser notre attention sur la relation entre la variation de l'inflation et l'écart de production retardé, car c'est seulement après une période que les prix peuvent réagir dans le modèle aux variations de la demande. Nous avons vu à la section 1 qu'une telle distinction ne changeait pas grand-chose lorsque la fréquence des données est annuelle¹⁴. Si nous enrichissions la dynamique du modèle pour faire entrer une composante autorégressive dans l'écart de production, cette distinction n'aurait pas non plus d'importance sur le plan théorique¹⁵.

La première chose à noter au sujet de l'équation (16) est que le modèle génère une relation de Phillips statistique, c'est-à-dire que même si la politique monétaire est élaborée de façon optimale, on observe que la variation de l'inflation et la production sont corrélées positivement, de façon systématique. En outre, cette évolution conjointe des deux variables représente effectivement le lien de causalité qui va de la monnaie à la production et, de là, à l'inflation, conformément à l'interprétation habituellement donnée à la courbe de Phillips.

Le deuxième point à retenir est que la pente de la courbe de Phillips augmente strictement en τ^2 (le ratio du bruit au signal pour s_t). En d'autres termes, l'équation (16) implique que, lorsque la banque centrale est plus attentive aux phénomènes qui surviennent dans la sphère réelle de l'économie (peut-être en s'efforçant de recueillir davantage d'information sur eux et en réduisant ainsi τ^2), elle fait moins d'erreurs dans la conduite

14. Si les données sont trimestrielles, l'écart de production retardé se révèle généralement une meilleure variable explicative de l'inflation que l'écart de production contemporain.

15. Une des limites du modèle actuel est qu'il ne comporte pas de mécanisme de propagation endogène parce que nous n'y avons inclus aucune variable d'état. Cela explique pourquoi l'expansion monétaire influe sur la production pendant seulement une période. Si nous avons pris en compte les coûts d'ajustement, par exemple un coût convexe pour les variations de la main-d'œuvre, les chocs monétaires auraient des effets persistants, et, par voie de conséquence, le fait de retenir la covariance de $\Delta\pi_t$ avec y_t plutôt qu'avec y_{t-1} tirerait peu à conséquence, comme dans les données. Étant donné que l'addition de pareils éléments complique le modèle sans gain appréciable, nous ne poussons pas plus loin la généralisation ici.

de la politique monétaire, ce qui entraînera un aplatissement de la courbe de Phillips.

Ce premier résultat du modèle mérite d'être souligné : une courbe de Phillips plate peut être le reflet d'une politique monétaire bien menée. Plus précisément, si σ_{μ}^2 devait tomber à zéro, les autorités monétaires ne commettraient pas d'erreurs et la relation de Phillips statistique deviendrait tout à fait horizontale. En pareil cas, les autorités monétaires seraient en mesure de stabiliser les prix, tout en permettant à l'économie de réagir de façon efficiente aux facteurs réels. Par contre, la pente de la courbe de Phillips tendrait à être plus prononcée dans un contexte où les chocs réels varient beaucoup ou la banque centrale est mal informée.

Avant d'examiner la capacité de l'équation (16) d'expliquer l'évolution de la courbe de Phillips, il est intéressant de signaler la différence entre la relation de Phillips statistique qu'implique ce modèle et l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation auquel est confrontée la banque centrale. Même dans une situation où la pente de la courbe de Phillips est presque nulle, le modèle n'implique pas que la banque centrale percevrait l'arbitrage à court terme entre l'inflation et la production comme voisin de zéro. En fait, l'arbitrage à opérer pourrait encore être considérable. Pour s'en rendre compte, il suffit de faire appel aux équations (13) et (14) pour établir la relation à court terme entre le taux d'inflation observé, le taux d'inflation visé, la production et les chocs d'offre, ce qui donne

$$\pi_t = {}_{t-1}\bar{\pi}_t^* + \psi_1 y_{t-1} - \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i}. \quad (17)$$

Le terme $\psi_1 y_{t-1}$ représente l'influence que la banque centrale exerce sur l'inflation en s'écartant de façon ponctuelle de la politique monétaire optimale dans le but de stimuler (ou de ralentir) l'économie. Cette équation appréhende merveilleusement bien le type d'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation souvent évoqué pour débattre des incidences à court terme des chocs monétaires¹⁶.

La distinction établie dans ce modèle entre la relation de Phillips statistique et l'arbitrage à court terme production-inflation traduit la différence entre l'incidence d'une règle systématique de conduite de la

16. La seule grande différence entre l'équation (17) et la courbe de Phillips structurelle plus courante est que le terme servant à représenter l'inflation attendue est la cible d'inflation perçue par les agents plutôt que le taux d'inflation anticipé par ceux-ci.

politique monétaire et les effets des chocs monétaires, à la condition que les agents soient convaincus que la banque centrale suit la règle en question. La relation de Phillips statistique tend à devenir horizontale précisément lorsque les autorités monétaires n'essaient pas d'exploiter l'arbitrage à court terme et laissent plutôt la production s'ajuster aux chocs réels. Ce résultat nous rappelle celui de Lucas (1972 et 1973), mais il y a entre les deux une différence importante. Dans le modèle de Lucas, quand la relation de Phillips statistique est horizontale, il n'y a aucun arbitrage entre la production et l'inflation. Ici, ce n'est pas le cas parce que les agents du secteur privé ne confondent pas les chocs réels et monétaires. Si la banque centrale décide de stimuler (ou de ralentir) arbitrairement l'économie, les agents s'en rendent compte et rajustent leurs prix en conséquence. Cette propriété du modèle est à notre avis assez intéressante, car elle explique peut-être pourquoi les fortes contractions monétaires s'accompagnent souvent de baisses plus rapides des prix que ne le prédirait la relation de Phillips statistique.

Maintenant que nous avons décrit le modèle, voyons comment il peut aider à expliquer l'aplatissement de la courbe de Phillips qui a été observé au Canada et aux États-Unis au cours des quinze dernières années. L'explication donnée par le modèle est que les autorités monétaires ont appris à mieux déceler les chocs réels et à y réagir de façon appropriée, de sorte que ceux-ci peuvent maintenant survenir sans incidence notable sur les prix. En d'autres mots, l'aplatissement est peut-être attribuable à une amélioration de la conduite de la politique monétaire. Dans le reste de l'étude, nous présentons des résultats empiriques et d'autres données fragmentaires à l'appui de cette interprétation et évaluons le bien-fondé de celle-ci en regard d'autres explications possibles.

Notre premier argument en faveur de cette interprétation n'est guère scientifique, car il reflète l'évolution qu'a connue la pensée macroéconomique depuis vingt-cinq ans, notamment en ce qui concerne la conduite de la politique monétaire. Avant les années 1970, les retombées des chocs réels sur l'économie étaient considérées comme minimales. Les fluctuations considérables des prix du pétrole ont modifié ce point de vue et amené les banques centrales à repenser la mise en œuvre de la politique monétaire. Au cours de cette période, la recherche en macroéconomie s'est également portée sur de nouvelles questions. La théorie relative aux cycles réels a montré en particulier qu'une économie bien rodée peut fluctuer de façon optimale autour de son sentier de croissance en régime permanent (*steady state*), et les tenants de la thèse des attentes rationnelles ont mis en doute la capacité de la politique monétaire d'exercer une influence

systématique et importante sur le secteur réel de l'économie. Il semble donc raisonnable de penser que les banques centrales (au moins au Canada et aux États-Unis) se soient efforcées dès lors davantage de cerner les forces réelles à l'œuvre dans l'économie et d'apprendre à y réagir. Dans le contexte du modèle, un tel comportement devrait équivaloir à une réduction de τ^2 , étant donné que $1/\tau^2$ traduit la mesure dans laquelle les banques centrales sont informées de l'évolution des facteurs fondamentaux de l'économie. Les banques centrales s'étant intéressées de plus près aux facteurs économiques fondamentaux tout le long des années 1980 et 1990 et en étant venues à penser qu'il vaut mieux laisser jouer les forces du marché et ne pas chercher à agir sur l'activité économique à court terme, la qualité de leurs indicateurs économiques (représentée par s_t) s'est sans doute améliorée, et l'importance qu'elles accordent à ces signaux dans la prise de décision (représentée par Θ dans la règle monétaire (15)) s'est probablement accrue. Ce type de comportement correspond exactement à celui qui, selon notre modèle, conduirait à un aplatissement de la courbe de Phillips¹⁷.

Pour déterminer si l'aplatissement de la courbe de Phillips peut s'expliquer par une meilleure mise en œuvre de la politique monétaire, il convient d'étudier les autres explications possibles. L'une d'elles, souvent évoquée dans la presse, est que les banques centrales ont commencé, durant les années 1980 et 1990, à négliger le rôle qu'elles pouvaient jouer dans la maîtrise des fluctuations de la production et n'ont plus songé qu'à stabiliser les prix. Dans cette perspective, une plus grande stabilité des prix ne peut être atteinte qu'au prix d'une plus grande instabilité de la production. Pour aider à évaluer ce point de vue, nous avons reproduit au Tableau 5 une série relative à la variance de l'écart de production et à celle de la variation de l'inflation aux États-Unis et au Canada depuis le début des années 1980 (la période durant laquelle nous observons la diminution de la pente de la courbe de Phillips). La variance indiquée pour chaque année est calculée à l'aide des observations portant sur les quinze années précédentes. Comme on peut le voir, la variance de la progression de l'inflation a diminué assez considérablement, à la fois aux États-Unis et au Canada, au cours des quinze dernières années. Par contre, la variance de la production est restée à peu près la même au Canada, tandis qu'elle semble avoir baissé aux États-Unis. La variance de la production au Canada a été d'environ 7,5 durant la

17. Il est intéressant de remarquer aux Figures 3 et 4 que la période durant laquelle la pente de la courbe semble la plus forte est celle qui couvre la fin des années 1970 et le début des années 1980, généralement considérée comme une période de forte variation des chocs réels et de grande confusion.

Tableau 5
Variances des échantillons mobiles obtenues
pour le Canada et les États-Unis, 1983-1999

Année	Canada		États-Unis	
	Var ($\Delta\pi_t$)	Var écart _{t-1}	Var $\Delta\pi_t$	Var écart _{t-1}
1983	3,61	5,15	2,82	7,34
1984	4,04	7,40	2,79	8,07
1985	4,04	8,01	2,79	7,02
1986	3,65	7,62	2,82	6,71
1987	3,65	7,56	2,86	7,08
1988	3,24	7,56	2,72	6,86
1989	2,04	7,62	2,04	5,90
1990	2,04	7,62	1,99	6,45
1991	1,59	7,62	1,35	6,00
1992	2,19	8,41	1,37	6,15
1993	2,28	9,92	1,37	6,05
1994	2,28	10,76	1,37	6,35
1995	2,07	9,55	1,23	6,05
1996	1,88	9,06	1,12	5,20
1997	1,88	8,64	0,52	5,24
1998	1,34	8,06	0,31	3,57
1999	1,04	7,24	0,32	2,46

plus grande partie des années 1980 et elle se situait à peu près à ce niveau à la fin des années 1990.

La principale conclusion que nous tirons du Tableau 5 est que la variance de la production ne semble pas avoir augmenté durant la période où la courbe de Phillips s'est aplatie. Bien qu'une telle observation ne soit pas incompatible avec l'explication que nous proposons, elle paraît en contradiction avec l'idée qu'une stabilité accrue des prix a été obtenue au prix d'une plus grande variabilité de la production.

2.1 L'aplatissement de la courbe de Phillips témoigne-t-il d'une politique optimale ou d'une rigidité à la baisse des salaires nominaux?

L'aplatissement observé de la courbe de Phillips pourrait aussi s'expliquer par la rigidité à la baisse des salaires nominaux, comme l'ont soutenu notamment Akerlof, Dickens et Perry (1996) et Fortin (1997). Le raisonnement est ici le suivant : quand l'inflation est très faible, le refus des travailleurs d'accepter des réductions des salaires nominaux empêche les salaires réels de s'ajuster en réaction à une offre excédentaire sur le marché du travail. En pareil cas, si les prix correspondent aux salaires majorés d'une marge fixe, ils ne peuvent pas baisser en réaction à un écart de production

négatif. Cette rigidité expliquerait que la courbe de Phillips soit plus plate durant les périodes de basse inflation. Les tenants de cette thèse soutiennent que c'est là ce qui distingue les années 1990 et le début des années 1980.

Dans la présente sous-section, nous essayons de départager l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux et l'hypothèse que nous avons avancée pour expliquer l'aplatissement de la courbe de Phillips, à savoir une efficacité accrue de la politique monétaire. À la différence de l'hypothèse que nous défendons, la rigidité des salaires nominaux implique que l'aplatissement de la courbe de Phillips s'accompagne d'un renforcement de son caractère non linéaire. Elle implique en particulier qu'à mesure que l'inflation diminue, c'est principalement le segment de la courbe de Phillips qui a trait aux valeurs négatives de l'écart de production qui doit s'aplatir (parce que la rigidité à la baisse des salaires importe peu lorsque le marché du travail est serré).

Pour évaluer cette hypothèse sur le plan empirique, nous avons estimé diverses variantes de la courbe de Phillips non linéaire donnée par l'équation (18) et examiné l'évolution des coefficients au fil des ans¹⁸.

$$\pi_{t+1} = \beta_0 + \pi_t + \beta_1(\acute{E}CART_t) + \beta_2\acute{e}cart-pos_t + \varepsilon_{t+1} \quad (18)$$

Dans l'équation (18), la variable $\acute{e}cart-pos_t$ prend la valeur de zéro si l'écart de production est négatif et est égale à l'écart de production si ce dernier est positif¹⁹. Les Figures 9 et 10 font état (respectivement) des valeurs de β_1 et de β_2 que nous obtenons en estimant successivement l'équation (18) au moyen de données canadiennes et américaines regroupées par période de quinze ans. Nous ne présentons que les résultats des estimations regroupées car ce sont les plus précis. Nous avons toutefois aussi estimé l'équation pour chacun des pays et selon différentes spécifications; les résultats obtenus sont similaires à ceux reproduits aux Figures 9 et 10.

Ainsi qu'on peut le voir à la Figure 9, la valeur de β_1 a diminué considérablement tout le long des années 1980 et 1990. Étant donné que ce coefficient représente la pente de la courbe de Phillips pour les valeurs négatives de l'écart de production, sa baisse cadre avec l'hypothèse voulant que la rigidité des salaires nominaux soit la cause de l'aplatissement de cette

18. Dupasquier et Ricketts (1998) offrent un bon aperçu de la littérature relative à l'estimation de courbes de Phillips non linéaires pour le Canada.

19. Notre approche consiste simplement à estimer une courbe de Phillips qui forme un coude au point où l'écart de production est nul. Nous avons procédé de cette façon pour vérifier la présence d'une non-linéarité, bien que l'hypothèse de rigidité des salaires nominaux n'implique pas que la courbe affiche un coude précisément à ce point-là.

Figure 9

Coefficient de l'écart de production, échantillon regroupant les deux pays

Régression de la variation de l'inflation sur le retard de l'écart et le retard de l'écart positif

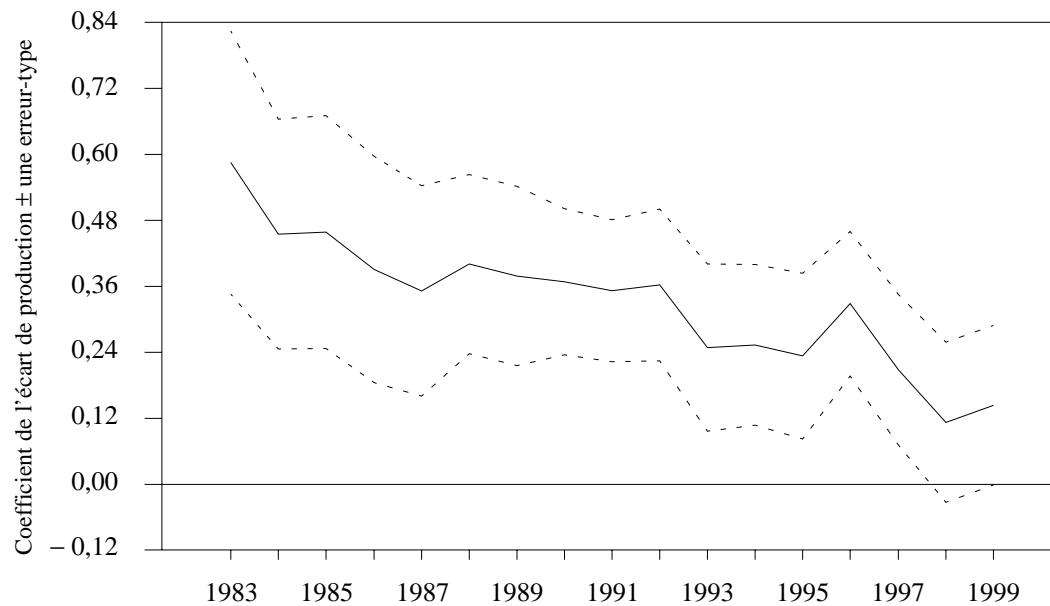
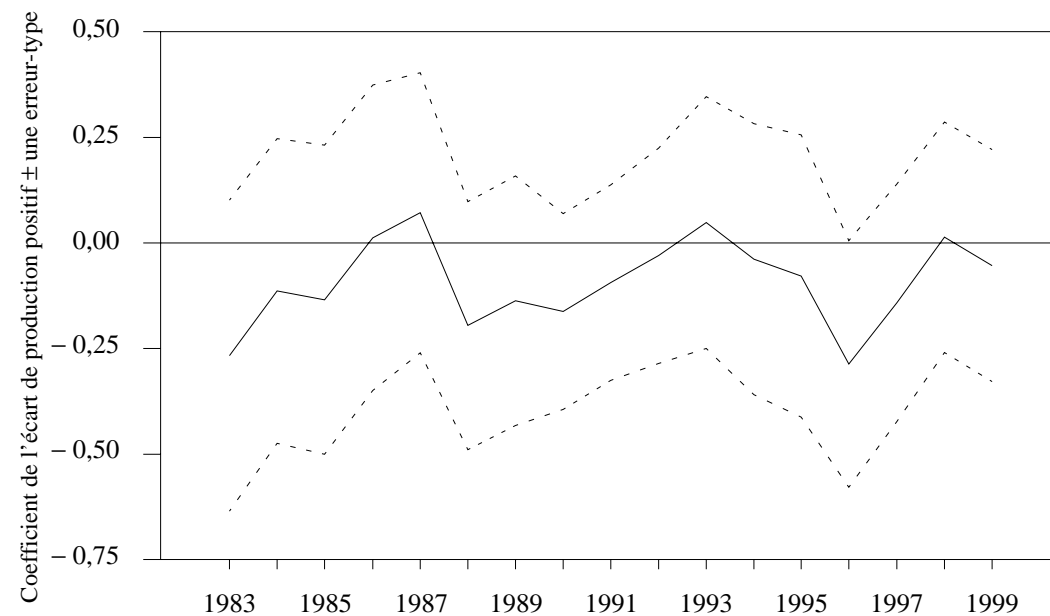


Figure 10

Coefficient de l'écart positif, échantillon regroupant les deux pays

Régression de la variation de l'inflation sur le retard de l'écart et le retard de l'écart positif



courbe. Toutefois, nos estimations de β_2 (Figure 10) donnent à penser que la non-linéarité de la courbe de Phillips ne s'est pas accentuée durant cette période, ce qui n'est pas compatible avec l'hypothèse de rigidité des salaires nominaux. En effet, nos estimations de β_2 portent à croire que la courbe de Phillips est restée linéaire tout au long de la période, alors qu'on s'attendrait à un accroissement de β_2 si son aplatissement était dû à la rigidité des salaires nominaux.

Les résultats que nous présentons à l'encontre de l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux ressortent clairement à l'examen du simple nuage de points représenté à la Figure 8. Depuis le milieu des années 1980, la courbe de Phillips est très plate pour toute la gamme des écarts de production positifs et négatifs. En fait, le seul indice de non-linéarité est l'observation aberrante recueillie en 1992 pour le Canada. Toutefois, l'écart de production était négatif et considérable cette année-là, et l'inflation en nette baisse. À notre avis, ces résultats signifient que l'hypothèse de rigidité des salaires nominaux ne permet pas d'expliquer l'aplatissement observé de la courbe de Phillips.

2.2 L'aplatissement de la courbe de Phillips et l'hypothèse de Ball, Mankiw et Romer

Une deuxième explication possible de l'aplatissement de la courbe de Phillips est celle proposée par Ball, Mankiw et Romer (1988) et qui repose sur les coûts d'étiquetage. Selon cette théorie, en période de faible inflation tendancielle, les entreprises ne se trouvent pas souvent à la limite des prix acceptables (c'est-à-dire la limite S_s des prix acceptables définie par l'importance des coûts d'étiquetage). Ainsi, les entreprises ne modifient pas les prix de leurs produits aussi fréquemment quand le taux de l'inflation tendancielle est bas qu'elles le font lorsqu'il est élevé. Cette inertie des prix accroît la rigidité nominale totale au sein de l'économie et conduit donc à un aplatissement de la courbe de Phillips. Le niveau tendanciel de l'inflation ayant chuté au cours des vingt dernières années, la théorie relative à l'effet des coûts d'étiquetage implique un aplatissement de la courbe de Phillips durant cette période, ce qui correspond exactement à ce que nous observons dans les données.

Cependant, cette théorie et notre modèle présentent des différences importantes en ce qui concerne l'incidence des surprises monétaires, en raison de leurs implications respectives pour l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation et pour la relation de Phillips statistique. Selon l'hypothèse ayant trait à l'effet des coûts d'étiquetage, quand l'inflation est

faible, la courbe de Phillips est plate. Comme aucune distinction n'est établie dans cette théorie entre la relation de Phillips statistique et l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation, un tel aplatissement a pour corollaire une accentuation de l'arbitrage entre la production et l'inflation. Par contre, si notre modèle prédit que la relation de Phillips statistique (dont la pente est donnée par l'équation (16)) s'aplatit quand les autorités monétaires se tiennent au fait de l'évolution de l'économie, cela n'implique aucune modification de l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation. En effet, l'arbitrage pertinent entre la production et l'inflation — c'est-à-dire l'arbitrage induit par un écart par rapport à la règle de conduite de la politique monétaire qu'appliquent les autorités selon les agents — est régi par le paramètre ψ_1 de l'équation (17), qui est indépendant du niveau tendanciel de l'inflation.

En résumé, les deux modèles diffèrent sur un point : la théorie relative au rôle des coûts d'étiquetage implique que l'incidence d'un choc monétaire varie en sens inverse du niveau tendanciel de l'inflation, alors que notre modèle prédit que l'effet d'un choc monétaire sur l'inflation est indépendant de ce niveau. Pour distinguer empiriquement les deux modèles, il suffira donc de déterminer si la covariation de l'inflation et de l'écart de production après un choc monétaire varie selon que le taux de l'inflation tendancielle est élevé ou faible²⁰.

La principale limite de cette stratégie provient des données. Pour comparer ces deux théories concurrentes, nous devons observer les chocs monétaires durant les périodes d'inflation tendancielle élevée et d'inflation tendancielle faible. Comme les chocs monétaires ne sont pas fréquents, nous disposons de très peu d'observations. Toutefois, en utilisant les rapports annuels de la Banque du Canada comme source, il est possible d'identifier deux importants chocs désinflationnistes au Canada entre 1980 et 1999 : le premier s'est produit en 1982-1983 et le second en 1991-1992. Les rapports annuels pour 1980 et 1981 révèlent que la Banque était grandement préoccupée par la forte inflation qui sévissait à la fin des années 1970, mais qu'elle était impuissante à cause de la nécessité de réagir aux variations des taux d'intérêt américains et aux sorties considérables de capitaux. En 1982, le gouverneur Gerald Bouey écrivait : « [...] l'économie canadienne a opposé une vive résistance au ralentissement de l'inflation » (Banque du Canada, 1982, p. 9) et soulignait que « il faut tôt ou tard combattre

20. Comme la théorie fondée sur l'effet des coûts d'étiquetage, l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux ne comporte pas de distinction entre l'arbitrage à court terme production-inflation et la relation de Phillips statistique. Par conséquent, les résultats présentés ici s'appliquent également à cette explication potentielle.

l'inflation » (Banque du Canada, 1982, p. 7). Dans le rapport de l'année suivante, il faisait état du « remède monétaire énergique qu'il a fallu administrer » pour enrayer « la fièvre inflationniste qui a accablé [l'économie canadienne] durant les années 70 » (Banque du Canada, 1983, p. 11). Nous traitons l'expérience de 1982-1983 comme un choc désinflationniste, car la Banque du Canada semblait focaliser ses efforts sur la réduction de ce qu'elle considérait comme un taux d'inflation inacceptable, plutôt que de réagir aux phénomènes se produisant dans la sphère réelle de l'économie.

Les rapports publiés pour les années 1984 à 1990 indiquent que la Banque craignait une recrudescence de l'inflation, sans toutefois s'efforcer activement d'en réduire le taux tendanciel. En 1991, en réaction à la hausse de l'inflation survenue à la fin des années 1980, la Banque et le gouvernement ont annoncé conjointement l'établissement d'une série de cibles d'inflation qui ont pris effet en 1992. Par cette mesure, les autorités visaient essentiellement à ramener l'inflation, qui avoisinait alors les 5 %, dans une fourchette de 2 à 4 %. Dans le *Rapport annuel* pour 1991, le gouverneur Crow écrivait qu'en adoptant les cibles d'inflation, les autorités monétaires avaient voulu « réaffirmer que la stabilité des prix restait l'objectif de la politique monétaire » (Banque du Canada, 1991, p. 8). Deux ans plus tard, le gouverneur Crow rappelait que « l'un des objectifs clés qui ont présidé à l'établissement de ces cibles consistait à baliser aussi clairement que possible une trajectoire non pas pour le *maintien* de l'inflation, mais pour sa *réduction* » (Banque du Canada, 1993, p. 10). Nous considérons l'expérience de 1991-1992 comme un second choc désinflationniste.

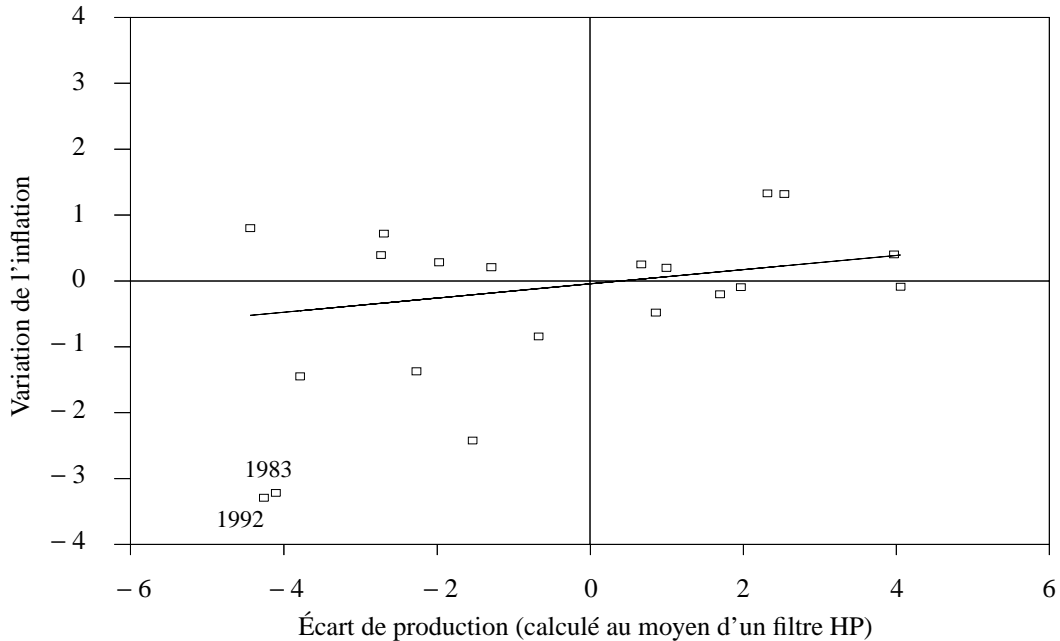
Après 1992, la Banque du Canada a abaissé la fourchette cible en 1994 et en 1995, mais, comme cela était annoncé dès 1991, il n'est pas sûr que nous soyons là en présence de chocs monétaires. Après 1995, la Banque a décidé de maintenir la fourchette cible au niveau de celle de 1995 jusqu'en 1998 et, par la suite, jusqu'en 2001.

Nous en concluons qu'il y a eu au Canada deux véritables chocs désinflationnistes depuis 1980. La différence importante entre les deux est que celui de 1982-1983 s'est produit durant une période d'inflation relativement élevée, tandis que celui de 1991-1992 est survenu à un moment où le taux de l'inflation tendancielle était beaucoup plus bas. En principe, ces deux épisodes offrent un excellent moyen de tester le bien-fondé des différentes théories. Pour comparer ces deux chocs, nous avons porté en ordonnée, à la Figure 11, la variation de l'inflation et en abscisse l'écart de

Figure 11

La courbe de Phillips au Canada de 1980 à 1999

La régression comprend des variables muettes pour les années 1983 et 1992



production pour le Canada sur la période 1980-1999. Fait surprenant, les observations relatives aux années 1983 et 1992 se situent presque exactement l'une au-dessus de l'autre²¹. La proximité de ces deux observations nous paraît militer, bien que de façon limitée, en faveur de la thèse voulant que l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation ne s'est pas modifié à mesure que l'inflation diminuait.

Il nous semble également utile de mettre en parallèle l'arbitrage implicite entre l'inflation et la production selon les deux théories. Si notre modèle est le bon et que les points correspondant à 1983 et à 1992 sont représentatifs de l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation, le coût d'une réduction de 1 % de l'inflation, d'après la Figure 11, est un écart de production négatif d'environ 1,3 % (la pente qu'impliquent les observations de 1983 et de 1992). Par contre, si la théorie relative au rôle des coûts d'étiquetage est juste, c'est la pente de la courbe de Phillips qui fournit l'estimation la plus adéquate de l'arbitrage entre la production et l'inflation. Dans ce cas, si l'on utilise comme mesure de l'arbitrage l'estimation finale

21. Bien que nous n'ayons pas inclus l'observation se rapportant à l'année 1994 parmi les chocs, il est intéressant de noter qu'elle se trouve sensiblement à la même distance de la droite de régression que les deux plus gros chocs.

de la pente de la courbe de Phillips tirée des régressions sur échantillon mobile faites pour le Canada (à savoir environ 0,1), l'écart de production négatif engendré par une réduction de 1 % de l'inflation est de l'ordre de 10 %. Étant donné que les deux approches ne diffèrent manifestement que par l'ordre de grandeur des résultats auxquels elles conduisent, il faudrait poursuivre les recherches pour les différencier de façon plus convaincante.

Conclusion

Nous avons donné à la question-titre de l'étude une réponse à la fois empirique et théorique. D'un point de vue statistique, nous avons montré que la pente de la courbe de Phillips au Canada a diminué sensiblement sur l'ensemble de la période. Nous avons montré également que le même phénomène a été observé aux États-Unis. Notre intention étant d'interpréter ces résultats à des fins d'analyse de la politique monétaire, nous avons utilisé le prototype d'un modèle macroéconomique pour tenter de comprendre pourquoi la pente de la courbe a changé au fil du temps et quelle implication cela peut avoir pour l'arbitrage entre l'inflation et la production auquel est confrontée la banque centrale. Nous avons expliqué en particulier pourquoi une meilleure politique monétaire, reposant sur une plus grande compréhension du secteur réel de l'économie, conduit à une courbe de Phillips plus plate. À notre avis, si la conduite de la politique monétaire a évolué dans cette direction, c'est que les banques centrales semblent consacrer davantage d'efforts au suivi des forces réelles qui influent sur la production globale depuis les chocs pétroliers des années 1970 et que leur comportement s'inspire probablement des connaissances additionnelles qu'elles ont ainsi acquises²². La seconde observation tirée du modèle est qu'une courbe de Phillips plus plate n'implique pas forcément une modification de l'arbitrage entre la production et l'inflation. Nous avons ainsi montré comment la courbe de Phillips peut s'aplatir même quand l'arbitrage pertinent entre la production et l'inflation reste constant.

22. Une possibilité que nous n'avons pas envisagée est que, si les autorités monétaires ont appris à dissocier correctement les phénomènes réels et nominaux qui se sont produits dans l'économie au cours des vingt dernières années — ce qui expliquerait l'aplatissement de la courbe de Phillips —, cette simple dissociation ne soit pas nécessairement la meilleure voie à suivre. S'il y a aussi dans le marché des imperfections autres que celles associées aux prix préétablis, il se peut que les autorités monétaires jugent optimal, du point de vue social, de favoriser de plus faibles variations de la production que celles qui se produiraient si on laissait les forces du marché jouer librement. Nous croyons que cela est tout à fait possible et que ce sujet mérite d'être étudié.

En nous fondant sur divers résultats, nous avons soutenu que notre modèle fournissait un cadre raisonnable pour l'interprétation de l'évolution récente de la courbe de Phillips. Comme nous l'avons expliqué, ce point de vue implique d'abord et avant tout que, pour évaluer les coûts d'une politique éventuelle de désinflation, on a tout intérêt à étudier les périodes désinflationnistes du début des années 1980 et 1990. Autrement dit, nous croyons que l'évolution affichée par l'inflation et la production durant les vingt dernières années appuie la thèse selon laquelle les coûts d'une politique de désinflation n'ont probablement ni augmenté ni diminué au cours de la période, même si la relation de Phillips statistique semble s'être aplatie.

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. 1-59.
- Ball, L., N. 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.
- Banque du Canada (1982). *Rapport annuel*, Ottawa, Banque du Canada.
- (1983). *Rapport annuel*, Ottawa, Banque du Canada.
- (1991). *Rapport annuel*, Ottawa, Banque du Canada.
- (1993). *Rapport annuel*, Ottawa, Banque du Canada.
- Barro, R. J. et D. B. Gordon (1983). « A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model », *Journal of Political Economy*, vol. 91, n° 4, p. 589-610.
- Blanchard, O. J. et N. Kiyotaki (1987). « Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand », *American Economic Review*, vol. 77, n° 4, p. 647-666.
- Caplin, A. et J. Leahy (1996). « Monetary Policy as a Process of Search », *American Economic Review*, vol. 86, n° 4, p. 689-702.
- Dupasquier, C. et N. Ricketts (1998). « Les non-linéarités dans la relation entre la production et l'inflation ». In : *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 141-186.
- 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.
- Fortin, P. (1997). « Canada's Job Growth Potential », communication présentée à l'assemblée annuelle de l'Association Canadienne d'Économique, juin 1997, Memorial University, St. John's (Terre-Neuve).
- Goodfriend, M. et R. G. King (1997). « The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy », *1997 NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, p. 231-283.
- Lucas, R. E., Jr. (1972). « Expectations and the Neutrality of Money », *Journal of Economic Theory*, vol. 4, n° 2, p. 103-124.
- (1973). « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review*, vol. 63, n° 3, p. 326-334.
- Townsend, R. M. (1983). « Forecasting the Forecasts of Others », *Journal of Political Economy*, vol. 91, n° 4, p. 546-588.

Commentaires

Steven James

Dans leur étude, Beaudry et Doyle soutiennent que la courbe de Phillips à court terme s'est aplatie au Canada au cours des vingt dernières années. Leur conclusion découle de régressions sur échantillon mobile de quinze ans de la variation de l'inflation par rapport à l'écart de production (calculé à l'aide d'un filtre HP) et à l'accroissement des prix relatifs de l'énergie. Les deux auteurs obtiennent des résultats similaires lorsqu'ils utilisent un écart de production calculé au moyen d'une tendance cubique. Sur la foi des résultats tirés d'un modèle théorique qu'ils ont eux-mêmes construit, ils concluent que cet aplatissement tient au fait que les autorités monétaires comprennent mieux le rôle joué par les chocs d'offre. Dans ce modèle théorique, cette meilleure compréhension des chocs d'offre entraînerait un aplatissement de la relation de Phillips statistique, sans influencer l'arbitrage exploitable à court terme entre l'inflation et le chômage. Ainsi, le ratio de sacrifice resterait inchangé. Les auteurs font état d'une autre hypothèse susceptible d'expliquer l'aplatissement de la courbe, à savoir la tendance de la rigidité à la baisse des salaires nominaux à exercer un effet plus contraignant lorsque le taux d'inflation est faible. Ils font valoir que cette hypothèse implique l'existence d'une courbe non linéaire formant un coude quand l'économie atteint son potentiel, c'est-à-dire que l'aplatissement ne serait observé que dans la portion de la courbe de Phillips à court terme qui correspond à une offre excédentaire. Ils ne parviennent pas à rejeter l'hypothèse nulle de linéarité de la courbe de Phillips, ce qui les amène à préférer l'explication fournie par leur propre modèle.

Le modèle théorique de Beaudry et Doyle nous rappelle que la pente estimée de la courbe de Phillips ne correspond pas de façon directe à l'arbitrage à court terme entre la production et l'inflation. Si la banque centrale suit une règle crédible de maîtrise de l'inflation et voit à ce que les chocs d'offre se répercutent sur la production réelle plutôt que sur les prix,

la relation de Phillips statistique sera plus plate que si la banque centrale ne discerne pas les chocs d'offre ou ne cherche pas à neutraliser leurs effets sur les prix. Dans le modèle des auteurs, l'arbitrage à court terme reflète le coût d'une désinflation délibérée, qui peut être supérieur à zéro si la relation de Phillips statistique est plate. La distinction entre la pente de la courbe et l'arbitrage production-inflation découle de l'hypothèse à la base du modèle, selon laquelle toutes les fluctuations sont engendrées par des chocs d'offre et des chocs de politique monétaire. Si l'on accordait plus d'importance aux chocs de demande de nature non monétaire, la distinction entre la pente de la courbe et l'arbitrage à court terme serait atténuée, tout comme le lien entre l'aplatissement de la courbe et la capacité de la banque centrale d'identifier les chocs d'offre.

Cozier et Wilkinson (1991) utilisent une méthodologie similaire basée sur la courbe de Phillips pour estimer le ratio de sacrifice au Canada. Ils définissent le ratio de sacrifice en fonction du coefficient de l'écart de production et de la vitesse d'ajustement des attentes d'inflation aux chocs d'inflation. Lipsett et James (1995) élargissent cette approche en assignant un rôle à la variation de l'écart de production et en effectuant des régressions sur des échantillons mobiles de treize ans en vue d'estimer et de comparer dans le temps l'évolution des ratios de sacrifice de divers pays. Ils observent que ce ratio passe de 0,6 à 2,3 au Canada quand on fait glisser l'extrémité de l'échantillon à taille fixe de 1981 à 1993. Cette augmentation est davantage imputable à la baisse du coefficient de l'écart de production qu'aux variations de la vitesse d'ajustement des attentes d'inflation. Le coefficient en question baisse de façon particulièrement marquée lorsque les années de la récession de 1981 et 1982 sont ajoutées à l'échantillon, ce qui n'est pas compatible avec le postulat fondamental du modèle de Beaudry et Doyle, selon lequel des contractions arbitraires conduisent à des baisses de prix plus rapides que celles qu'implique la relation de Phillips statistique. Lipsett et James obtiennent pour sept autres pays industrialisés, dont les États-Unis, des ratios de sacrifice instables qui, dans bien des cas, ne sont pas statistiquement significatifs. Les coefficients de l'écart de production tendent à être beaucoup plus stables quand la persistance de celui-ci est saisie par la variation de l'écart de production. Il serait intéressant de voir comment une telle démarche modifierait les résultats de Beaudry et Doyle.

Les estimations fondées comme celles-ci sur la courbe de Phillips présentent certaines lacunes. La première découle du caractère arbitraire inhérent aux écarts de production calculés à l'aide d'un filtre HP ou basés sur l'établissement d'une tendance. Les écarts effectifs seront sous-estimés s'il y a un élément d'hystérèse dans les données ou si les chocs de demande sont persistants. Les écarts qui persistent finiront en effet par être traités comme des variations du potentiel de l'économie. Une solution consiste à

effectuer une régression par rapport à un écart construit à partir de la fonction de production en utilisant un taux de chômage naturel déterminé de manière structurelle ou encore par rapport au taux de chômage et à des variables structurelles comme une mesure de la générosité de l'assurance-emploi. On peut aussi avoir recours à un modèle vectoriel autorégressif (VAR) structurel pour obtenir des estimations reposant davantage sur une relation structurelle. Selon Cecchetti et Rich (1999), les auteurs qui s'attachent à évaluer le ratio de sacrifice au moyen de modèles économétriques devraient essayer de distinguer les variations de la variable de politique découlant d'une modification de la politique monétaire (p. ex. une décision de réduire l'inflation) de celles résultant d'une réaction systématique à l'état de l'économie (p. ex. une règle de maîtrise de l'inflation). Le modèle VAR structurel dont Cecchetti et Rich se servent permet de décomposer la politique monétaire en une partie systématique (réactions des autorités) et une partie aléatoire (modifications de cette politique). Une telle approche s'apparente davantage au modèle théorique de Beaudry et Doyle qu'à l'approche que ceux-ci adoptent pour estimer la courbe de Phillips. Malheureusement, les estimations issues de la méthodologie de Cecchetti et Rich ne sont pas robustes. Les résultats tendent en particulier à être très sensibles au choix des contraintes d'identification.

Deuxièmement, tout en étant utiles, les régressions effectuées sur échantillon mobile doivent être interprétées avec prudence. La tentation est grande de voir dans l'aplatissement soudain de la courbe de Phillips durant une année la conséquence d'un événement particulier ou d'un changement de régime. Il ne faut pas perdre de vue que ces régressions fournissent des estimations pour la totalité de l'échantillon retenu et non pour une année particulière. Les données retirées au début de l'échantillon de quinze ans pèsent aussi lourd que celles ajoutées à la fin de celui-ci.

Beaudry et Doyle soulignent qu'une rigidité à la baisse des salaires nominaux pourrait également donner lieu à un aplatissement de la courbe de Phillips. C'est vrai, mais le phénomène pourrait s'expliquer également par d'autres facteurs, notamment la baisse du taux d'inflation moyen et de sa variabilité, les modifications des rigidités du marché du travail ou de la crédibilité des mesures discrétionnaires prises par la banque centrale ainsi que les coûts d'étiquetage auxquels font allusion Ball, Mankiw et Romer (1988) et que mentionnent les auteurs. Il n'est pas possible de distinguer ces facteurs les uns des autres dans le cadre empirique utilisé par Beaudry et Doyle.

Les auteurs affirment que l'hypothèse de rigidité des salaires nominaux « implique en particulier qu'à mesure que l'inflation diminue, c'est principalement le segment de la courbe de Phillips qui a trait aux

valeurs négatives de l'écart de production qui doit s'aplatir (parce que la rigidité à la baisse des salaires importe peu lorsque le marché du travail est serré) » (page 88). Cela ne me semble pas juste. Dans Akerlof, Dickens et Perry (1996), la courbe de Phillips prend la forme

$$\pi = \pi^e + c - a \cdot u + S \cdot M,$$

où π représente l'inflation, c une constante, u le taux de chômage, S la variation des coûts unitaires de main-d'œuvre découlant de la rigidité des salaires nominaux, et M une marge.

La variable S peut être définie ainsi :

$$S_t = \sigma_0 \cdot \phi(v_t/\sigma_0) + \Phi(v_t/\sigma_0) \cdot v_t,$$

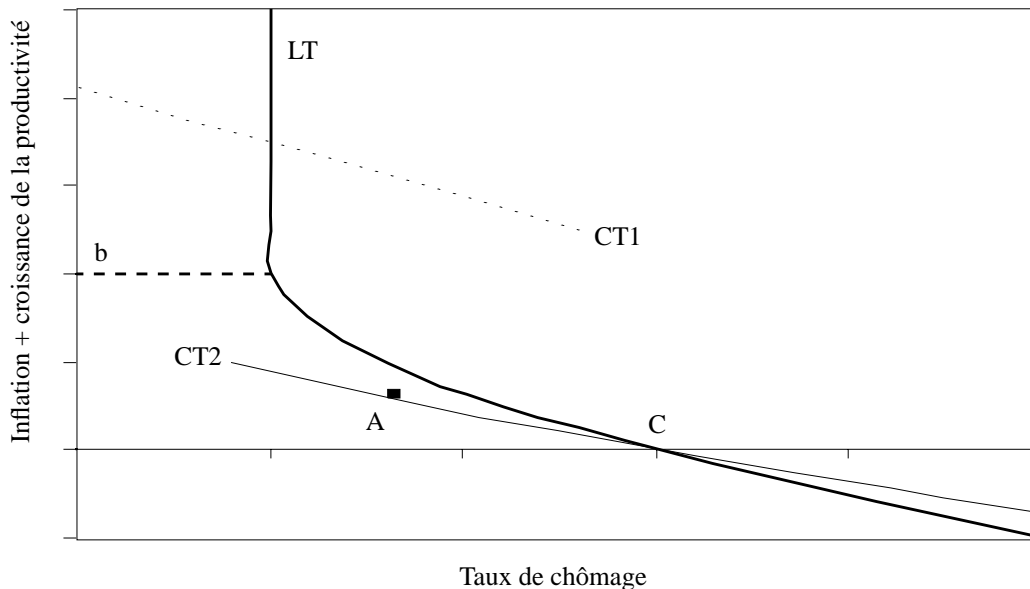
où ϕ et Φ sont respectivement la densité de probabilité et la distribution cumulée de la loi normale centrée réduite. Le paramètre σ_0 est l'écart-type de l'écart entre le salaire théorique et le salaire effectif retardé, et la variable v est la valeur attendue de cet écart, dégonflée à l'aide de la productivité nominale attendue. Cette variable peut être exprimée comme suit :

$$v_t = \frac{S_{t-1} - \left[\frac{\beta - 1}{\beta} \right] \cdot [\pi_t^{ee} + g_t - a(u_t - u_{t-1})]}{1 + \pi_t^{ee} + g_t} + d(r_t - r_{t-1}),$$

où g est la croissance de la productivité du travail. Une baisse combinée de l'inflation et de la croissance de la productivité accompagnée d'une hausse du chômage fait augmenter v et par conséquent S . La présence du terme représentant la variation du chômage engendre un aplatissement de la courbe de Phillips à court terme à mesure que la rigidité à la baisse produit ses effets contraignants. Elle introduit également un élément de non-linéarité. Toutefois, il n'y a pas de coude à l'endroit de la courbe où l'écart de production est égal à zéro ni en aucun autre point. Le degré de non-linéarité dépend de la taille du paramètre a et ne devrait pas en principe être considérable. Le caractère récursif de S signifie également qu'il n'y a pas de correspondance directe entre le degré d'aplatissement ou de non-linéarité de l'arbitrage à court terme et le taux d'inflation. Les périodes prolongées de faible croissance de la productivité du travail en termes nominaux (et non la persistance d'un faible niveau d'inflation) expliquent la hausse de la variable S dans la courbe de Phillips établie par Akerlof, Dickens et Perry.

La Figure 1 contient une version stylisée de la courbe de Phillips à la Akerlof, Dickens et Perry. La courbe de Phillips à long terme (désignée par LT) est verticale si la croissance de la productivité du travail en termes nominaux est supérieure à b . Au-dessous de ce point, il y a arbitrage entre le

Figure 1
Courbe de Phillips à la Akerlof, Dickens et Perry



taux de chômage non accélérationniste sur longue période et la croissance de la productivité du travail en termes nominaux.

La courbe de Phillips à court terme est plus plate dans le segment où la rigidité à la baisse des salaires nominaux exerce un effet contraignant (CT2) que dans l'autre segment (CT1) et elle est plus ou moins non linéaire; elle ne forme cependant pas de coude au point où l'écart de production est nul (le point C). L'aplatissement se produit au point A, même si la demande de travail est excédentaire. Chercher à établir si la courbe forme un coude au point C ou si l'aplatissement se limite au segment où l'offre est excédentaire n'équivaut pas à vérifier si la rigidité à la baisse des salaires est contraignante ou non. Bien que les auteurs ne soient pas en mesure de rejeter la linéarité, nous n'avons aucun moyen de savoir s'ils peuvent rejeter le degré de non-linéarité qu'implique une rigidité à la baisse contraignante ou de déterminer quel doit être ce degré.

Dans la conférence Innis qu'il a prononcée sur la courbe de Phillips en 1991, Pierre Fortin affirmait qu'un des principaux défis qu'il restait à relever dans le domaine de la recherche macroéconomique consistait à détecter l'instabilité des paramètres et à en expliquer l'origine. Cette remarque est toujours d'actualité, et l'étude de Beaudry et Doyle apporte une contribution des plus utiles à ce chapitre, notamment en proposant une assise théorique intéressante à l'aide de laquelle on puisse distinguer l'arbitrage statistique et l'arbitrage exploitable entre l'inflation et la production. Il n'est toutefois pas certain que le volet empirique de leur étude nous permette de départager vraiment les diverses sources possibles de cette instabilité. L'existence même de cette instabilité a amené des auteurs comme

Cecchetti et Rich (1999) à affirmer que, si une meilleure compréhension des véritables coûts de la désinflation revêt une importance toute particulière pour les décideurs publics, ils doutent que les données et les techniques économétriques actuelles puissent déboucher sur un ensemble valable d'estimations. Je serais fort étonné que leur pessimisme parvienne à détourner les chercheurs de cette piste de recherche.

Bibliographie

- Akerlof, G. A., W. T. Dickens et G. Perry (1996). « The Macroeconomics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-59.
- Ball, L., N. 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.
- Cecchetti, S. et R. Rich (1999). « Structural Estimates of the U.S. Sacrifice Ratio », Federal Reserve Bank of New York (mars).
- Cozier, B. et G. Wilkinson (1991). *Some Evidence on Hysteresis and the Costs of Disinflation in Canada*, Rapport technique n° 55, Ottawa, Banque du Canada.
- Fortin, P. (1991). « Innis Lecture: The Phillips Curve, Macroeconomic Policy, and the Welfare of Canadians », *Revue canadienne d'Économique*, vol. XXIV, n° 4 (novembre), p. 774-803.
- Lipsett, B. et S. James (1995). « Interpreting Sacrifice Ratios Across Countries and Over Time », document de travail n° 95-06, ministère des Finances.

Commentaires

Jeffrey Fuhrer

Vue d'ensemble

L'étude de Beaudry et Doyle traite de deux questions difficiles, la première, d'origine assez récente, la seconde, très ancienne. La première question est dans une large mesure empirique : qu'est-il arrivé à la courbe de Phillips dans les années 1990? La seconde est théorique : d'où provient la relation statistique que nous appelons courbe de Phillips? Et la compréhension des fondements de cette courbe peut-elle nous aider à en expliquer le comportement récent?

Beaudry et Doyle commencent par présenter des résultats empiriques témoignant d'une réduction de la pente de la courbe de Phillips dans les années 1990. Puis ils examinent un modèle dans lequel cette pente diminue par suite de la baisse de la part du bruit dans les signaux que la banque centrale doit interpréter pour identifier les chocs de productivité. La Réserve fédérale des États-Unis étant mieux en mesure de réagir aux chocs réels, leur incidence sur l'inflation s'en trouve atténuée, d'où l'affaiblissement du lien statistique entre la production et la variation de l'inflation.

À mon avis, les arguments que les auteurs invoquent sur les plans tant empirique que théorique ne sont pas concluants.

Questions empiriques

Beaudry et Doyle présentent les estimations de la pente de la courbe de Phillips (accompagnés de leur intervalle de confiance) qu'ils obtiennent au moyen de régressions sur échantillon mobile. Ils examinent séparément les données canadiennes et américaines, puis ils se penchent sur un ensemble de données regroupant les chiffres de l'inflation et de la production des

deux pays. Dans la plupart des cas, ils constatent une diminution du coefficient estimé de la pente dans les années 1990.

Toutefois, les auteurs ne cherchent nullement à établir à l'aide de tests formels si les coefficients de la courbe de Phillips sont stables. En outre, si l'étude traite essentiellement de la pente de la courbe de Phillips, un grand nombre de travaux récents donnent à penser que l'*ordonnée à l'origine* de cette courbe s'est peut-être aussi déplacée. Au nombre de ces travaux, on peut citer ceux de Staiger, Stock et Watson (1997), de Gordon (1997) et de Brainard et Perry (1999) concernant la variabilité dans le temps du taux de chômage non accélérationniste.

Je me sers des données américaines ayant trait à l'inflation, à la production et aux prix relatifs du pétrole pour déterminer si des tests formels conduisent au rejet de l'hypothèse de stabilité de la courbe de Phillips. J'utilise, d'une part, des tests simples reposant sur l'hypothèse d'une rupture connue survenue en 1990 et, d'autre part, des tests plus rigoureux permettant de déceler des ruptures indéterminées et multiples, en n'importe quel point de l'ensemble des données. Ces tests, qui s'inspirent des travaux de Bai (1999), sont utilisés dans Estrella et Fuhrer (2000).

Le Tableau 1 présente les résultats obtenus à partir des données trimestrielles et annuelles américaines pour deux mesures des prix et de la production. Les variables soumises à des tests sont le taux d'accroissement de l'indice implicite des prix du PIB et de l'indice des prix à la consommation hors alimentation et énergie, l'écart de production calculé au moyen du filtre HP ($\lambda = 1\ 600$) et le taux de chômage. Dans le cas des tests portant sur une rupture connue, j'effectue un test distinct pour la pente et l'ordonnée à l'origine. J'utilise le modèle de corrélation de Phillips « simple » ainsi que le modèle « dynamique », qui prévoit davantage de retards de l'inflation et de la production et tient compte de l'influence des prix relatifs du pétrole.

Fait intéressant, le test ayant trait à la présence de ruptures en des points inconnus de l'ensemble de données canadiennes (le volet inférieur du Tableau 1) ne révèle *aucune* rupture.

Les résultats sont les suivants :

- Les tests portant sur une rupture déterminée n'indiquent nullement que le comportement affiché durant les années 1990 ait été différent de celui de la décennie antérieure, tant pour la pente que pour l'ordonnée à l'origine.
- Les tests relatifs à la présence de ruptures indéterminées font ressortir des ruptures et dans la courbe simple de Phillips et dans la courbe dynamique, mais aucune ne survient après les premières années de la décennie 1980.

Tableau 1
Résultats des tests portant sur la présence de ruptures

Tests portant sur une rupture déterminée (données américaines)		
Variable	Statistique t – rupture au début des années 1990	
	Pente	Ordonnée à l'origine
Données annuelles		
<i>Modèle simple</i> : $\Delta\pi_t = \beta y_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	- 0,2	- 0,5
IPC hors alimentation et énergie, chômage	0,8	- 0,9
<i>Modèle dynamique</i> : $\pi_t = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_k \beta_k y_{t-k} + \gamma X_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	- 0,9	- 1,6
IPC hors alimentation et énergie, chômage	0,8	- 1,0
Données trimestrielles		
<i>Modèle simple</i> : $\Delta\pi_t = \beta y_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	0,3	0,0
IPC hors alimentation et énergie, chômage	0,5	- 0,6
<i>Modèle dynamique</i> : $\pi_t = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_k \beta_k y_{t-k} + \gamma X_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	0,4	- 1,1
IPC hors alimentation et énergie, chômage	0,3	- 0,5
<i>Contrainte de somme unitaire</i> : $\pi_t = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_k \beta_k y_{t-k} + \gamma X_t$, $\sum_i \alpha_i = 1$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	- 0,3	- 0,2
IPC hors alimentation et énergie, chômage	0,2	- 0,4
Tests portant sur des ruptures indéterminées (données américaines)		
Variable	Nombre de ruptures	Dates
Données annuelles		
<i>Modèle simple</i> : $\Delta\pi_t = \beta y_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	0	—
IPC hors alimentation et énergie, chômage	0	—
<i>Modèle dynamique</i> : $\pi_t = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_k \beta_k y_{t-k} + \gamma X_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	1	78
IPC hors alimentation et énergie, chômage	2	74, 82
Données trimestrielles		
<i>Modèle simple</i> : $\Delta\pi_t = \beta y_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	0	—
IPC hors alimentation et énergie, chômage	0	—
<i>Modèle dynamique</i> : $\pi_t = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_k \beta_k y_{t-k} + \gamma X_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	4	67T2, 72T4, 77T1, 81T1
IPC hors alimentation et énergie, chômage	4	70T1, 74T1, 79T4, 83T4
<i>Contrainte de somme unitaire</i> : $\pi_t = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_k \beta_k y_{t-k} + \gamma X_t$, $\sum_i \alpha_i = 1$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	2	75T1, 79T2
IPC hors alimentation et énergie, chômage	3	73T3, 80T2, 84T2
Données trimestrielles pour le Canada		
<i>Modèle dynamique</i> : $\pi_t = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_k \beta_k y_{t-k} + \gamma X_t$		
Indice implicite du PIB, écart de production (filtre HP)	0	—

- Les données américaines ne confirment pas la thèse d'une nette baisse de la pente ou de l'ordonnée à l'origine de la courbe.

Ces tests ne permettent pas d'écarter la possibilité d'une modification des paramètres de la courbe de Phillips au cours des dernières années de la décennie 1990, mais il serait probablement difficile d'obtenir des résultats statistiquement significatifs dans le cas d'un changement aussi récent.

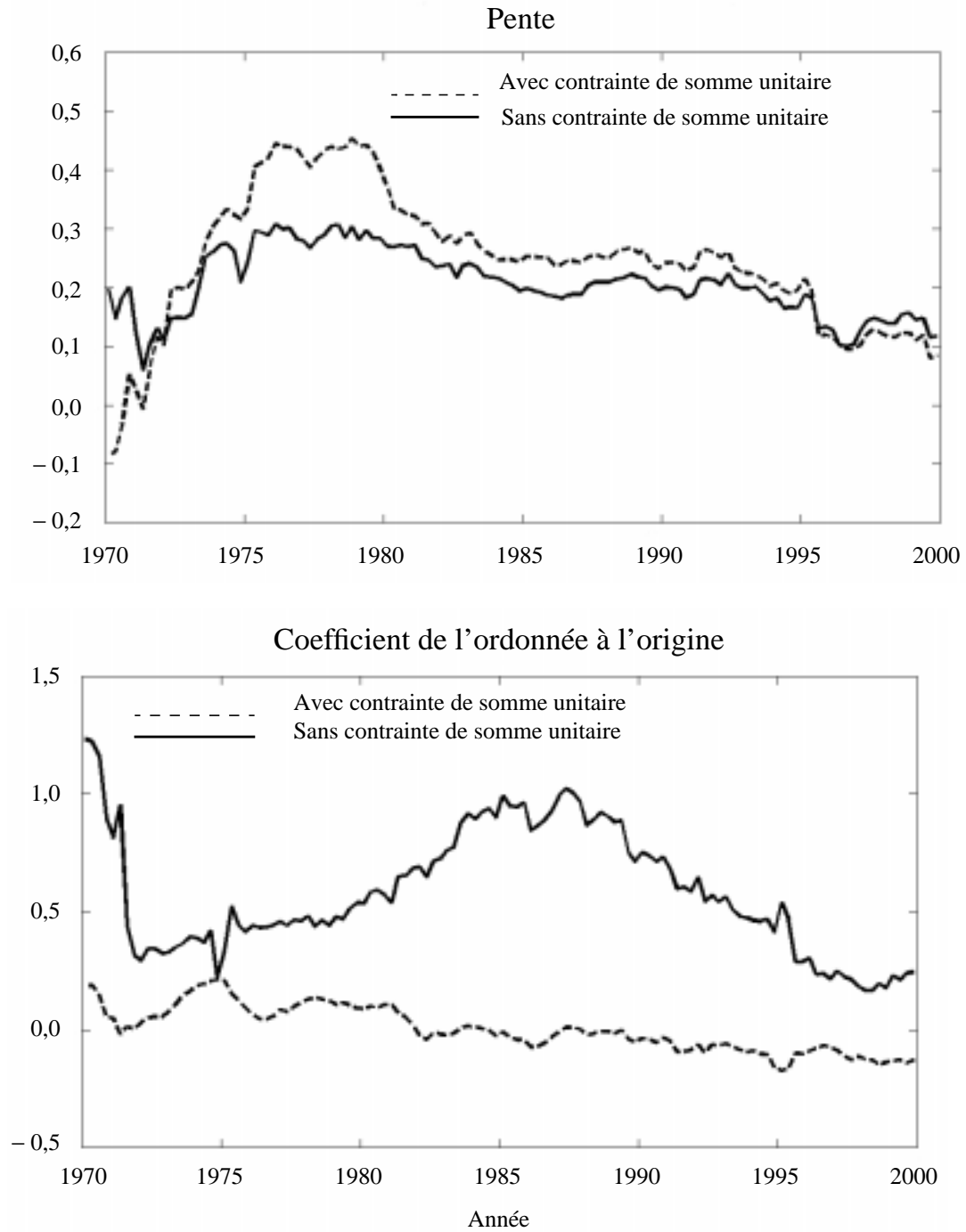
La contrainte de somme unitaire

Dans les régressions plus complexes qu'ils effectuent, Beaudry et Doyle n'imposent pas la contrainte que la somme des coefficients de l'inflation retardée est égale à l'unité. J'ai observé que les résultats de régressions portant sur des échantillons mobiles sont différents sur le plan qualitatif quand on impose une contrainte de somme unitaire. À la Figure 1, je présente les résultats que j'ai obtenus en effectuant une régression sur échantillon mobile de l'indice implicite des prix du PIB américain sur l'écart de production calculé à l'aide d'un filtre HP, avec la contrainte de somme unitaire puis sans elle (le trait discontinu et le trait continu respectivement). Les estimations de la pente sont données dans le graphique du haut, celles de l'ordonnée à l'origine, dans le graphique du bas.

Dans le modèle non contraint (comme dans Beaudry et Doyle), le gros des fluctuations est observé dans l'*ordonnée à l'origine* et non pas dans la pente. On constate exactement l'inverse lorsque le modèle est assujéti à la contrainte de somme unitaire. Ce qui me ramène à ma première remarque au sujet des résultats empiriques, à savoir qu'ils pourraient être sensibles à cette contrainte, qui est imposée assez couramment dans les calculs de la courbe de Phillips.

Deuxièmement, je m'interroge sur l'interprétation qui est faite des retards de l'inflation dans la courbe de Phillips lorsque leur somme n'est assujéti à aucune contrainte. Ces retards pourraient être simplement le reflet des propriétés temporelles inhérentes au modèle de forme réduite de l'inflation. Il est possible que la somme des retards n'ait rien à voir avec le fait que la courbe de Phillips soit verticale ou non à long terme et qu'elle traduise tout bonnement le comportement de forme réduite de l'inflation qui découle de l'interaction d'une courbe de Phillips verticale à long terme et de la politique monétaire. Par exemple, dans un modèle où la courbe de Phillips est assujéti à une contrainte de somme unitaire, la somme des retards sera voisine de l'unité si la banque centrale vise la *variation* de l'inflation. Mais, si la banque centrale vise l'inflation de manière énergique, la somme des retards de l'inflation peut s'établir bien au-dessous de l'unité. La somme des retards n'indique dans aucun des deux cas s'il y a ou non lieu d'imposer la contrainte de somme unitaire.

Figure 1
Régressions sur échantillon mobile, courbes de Phillips
pour les États-Unis



Questions théoriques

Comment le modèle fonctionne-t-il? La version simple

Pour bien comprendre le modèle de Beaudry et Doyle, représentons-nous d'abord l'équation quantitative : $M V = P Y$. Par souci de simplicité, supposons que V est constant (rien dans le modèle ne peut faire varier ce terme). Les seuls chocs intégrés au modèle sont des chocs de productivité de nature temporaire (autour de la tendance à long terme), mais persistants.

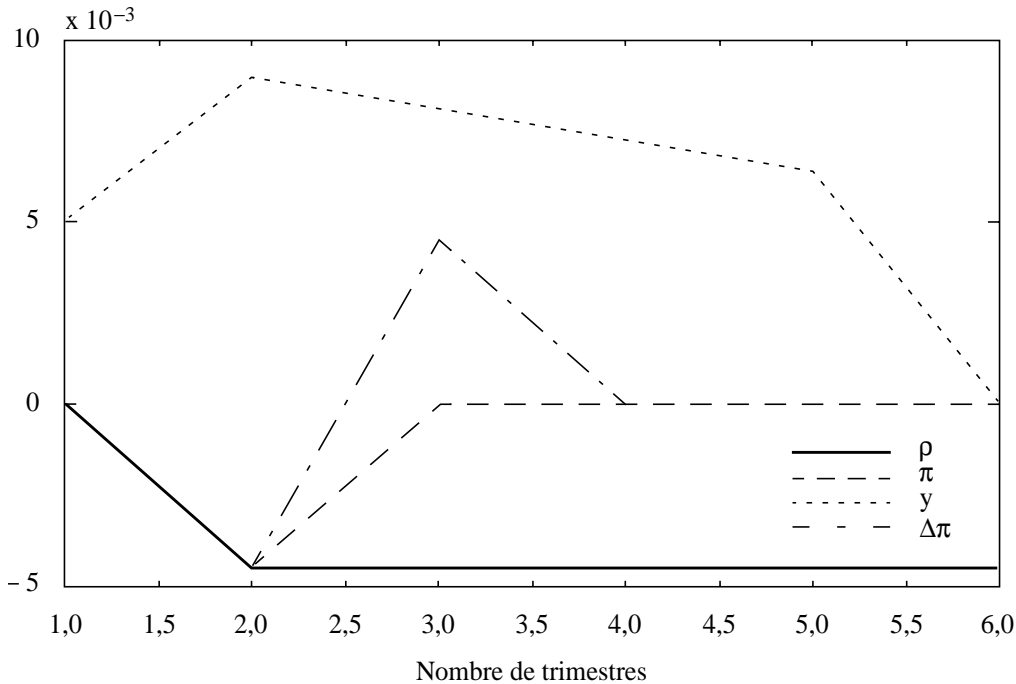
Dans un monde parfait, un choc de productivité positif entraînerait un accroissement de l'offre réelle, et la banque centrale entérinerait ce choc en relevant M proportionnellement à Y (ce qui correspond à la définition d'un « stock de monnaie élastique »). Dans le modèle de Beaudry et Doyle, la banque centrale ne peut observer directement le choc de productivité. Elle filtre de la façon habituelle la mesure dont elle dispose, afin d'en extraire le bruit et de n'en conserver que la partie systématique [c.-à-d. la véritable variation de la productivité].

Par conséquent, M augmente moins que proportionnellement par rapport au choc de productivité. L'équation quantitative implique que les prix doivent *chuter*. En fait, ce scénario présente une grande ressemblance avec le comportement qu'affichait l'économie au XIX^e siècle après d'importants chocs de productivité, que les autorités ne ratifiaient qu'en partie. Le résultat était une déflation massive.

Comment donc ce modèle peut-il générer une corrélation positive entre la variation de l'inflation et la production? Quand le niveau des prix diminue, l'inflation est négative pendant une période. Dès que l'erreur d'anticipation est révélée (une période plus tard), l'inflation remonte au niveau de la cible à long terme (voir l'équation (13)). Ainsi, pendant que la production augmente, la *variation* de l'inflation est positive (pendant un certain temps).

À la Figure 2, une simulation des équations (13) à (15) de Beaudry et Doyle confirme ce raisonnement tout intuitif. En présence d'un choc de productivité positif, la production (le trait pointillé) augmente avec une certaine persistance (étant donné la représentation moyenne mobile de la production retenue dans l'équation (14)). Ici j'ai choisi une représentation moyenne mobile sur quatre trimestres affectée de coefficients stationnaires et j'ai fixé θ à 0,5. La cible d'inflation est déterministe et est établie arbitrairement à zéro. Le niveau des prix (le trait continu) diminue après une période, sans remonter par la suite (l'importance de la baisse dépend de θ). L'inflation (le trait composé de tirets), qui se situe toujours au niveau de la cible à long terme sauf durant la période où les attentes sont erronées, recule pendant une période, puis retourne au niveau de la cible. La variation de

Figure 2
Simulation, au moyen du modèle de Beaudry et Doyle, d'un choc imprimé à ε ; $\theta = 0,5$, moyenne mobile sur quatre trimestres des chocs de productivité, $\bar{\pi} = 0$



Simulation des équations (13) à (15) fondée sur les paramètres indiqués

l'inflation, qui est illustrée par le trait combinant tirets et points, devient positive après avoir été négative. La corrélation de la courbe de Phillips étant définie comme la corrélation entre $\Delta\pi_{t+1}$ et y_t , le modèle prédit une corrélation légèrement positive entre la production et la variation de l'inflation. Dans cette simulation, la corrélation est d'environ 0,15.

Si ce mécanisme permet d'établir une corrélation entre la variation de l'inflation et la production, il semble aller à l'encontre et de l'intuition et des faits. S'il est vrai que la corrélation demeure positive durant la plus grande partie de l'après-guerre, nous n'avons jamais observé de périodes prolongées durant lesquelles la productivité a fait un bond, stimulant la production (1), mais où l'autorité monétaire n'a ratifié que partiellement le choc (2) de sorte que le niveau des prix a chuté (3), mais à un taux décroissant (4), si bien que la différence seconde de l'inflation était positive pendant que la production augmentait (5). Cette affirmation reste juste que l'on fasse appel aux données brutes ou aux données dépouillées de leur tendance. Si le modèle établit correctement la corrélation entre $\Delta\pi$ et y , il y parvient en traitant comme implicite une dynamique inhabituelle des prix,

de l'inflation et de la production, qui n'a pas été observée au cours des 60 dernières années.

Enfin, je suis surpris que les auteurs expliquent la diminution de la pente de la courbe de Phillips dans les années 1990 par une *baisse* du ratio bruit/signal. Il s'agit là d'une conséquence directe de leur modèle, car moins il y a de bruit dans les chocs réels, plus la banque centrale sera en mesure de réagir à ceux-ci et moins ils se refléteront dans l'évolution des prix, toutes choses qui impliquent un aplatissement de la courbe de Phillips.

D'après moi, si le ratio bruit/signal — en particulier en ce qui concerne les chocs de productivité — s'est modifié, ce ne peut être qu'à la *hausse*. Au mieux, il n'est pas inférieur à ce qu'il a été les vingt dernières années. La Réserve fédérale a beaucoup débattu (publiquement) du caractère durable et des sources de la croissance de la productivité. Mais, naturellement, cela va à l'encontre de la conclusion de Beaudry et Doyle. Faisons abstraction pour un instant des problèmes que pose le modèle. Il n'en reste pas moins qu'un ratio bruit/signal plus élevé ou inchangé impliquerait une courbe de Phillips *plus pentue*, pas plus plate.

Quelques points mineurs

Beaudry et Doyle examinent tour à tour diverses autres hypothèses susceptibles d'expliquer le faible taux d'inflation enregistré ces dernières années sans toutefois en retenir aucune. L'une d'elles a trait à la possibilité que la banque centrale attache maintenant davantage d'importance à la stabilité des prix. Toutefois, selon les modèles traditionnels, une sensibilité plus grande à l'inflation devrait entraîner de plus fortes variations de la production. Comme les auteurs le soulignent, nous n'avons rien observé de tel.

Mais ce raisonnement se tient seulement si la variance et la composition des chocs demeurent constantes au fil du temps. Une autre explication du profil des variances dont nous avons été témoins ces dernières années est que la variance des chocs de « prix » a diminué, d'où une réduction de la variance des prix et de la production. Heureusement pour les banques centrales, les chocs de prix ont été relativement faibles et peu nombreux dans les années 1990, ce qui a fait baisser la variance de la production et de l'inflation.

Beaudry et Doyle attribuent la meilleure compréhension des chocs de productivité de la part des banques centrales au développement des modèles de cycles réels et aux travaux sur les attentes rationnelles qui « ont mis en doute la capacité de la politique monétaire d'exercer une influence systématique et importante sur le secteur réel de l'économie » (p. 85-86). Je

ne ferai pas de commentaires sur la première prémisse. Au sujet de la seconde, je dirai que les attentes rationnelles n'empêchent pas en soi la politique monétaire d'avoir des effets considérables et persistants sur le secteur réel de l'économie. Ce résultat dépend dans une très large mesure de la structure du modèle auquel sont intégrées les attentes rationnelles.

Résumé

L'étude de Beaudry et Doyle soulève un certain nombre de points importants. Je suis assez ouvert à l'idée que la pente ou l'ordonnée de la courbe de Phillips à l'origine se soit modifiée ces dernières années mais, pour en établir la preuve, il faudra soumettre les déplacements de la courbe de Phillips à des tests empiriques plus rigoureux. D'après les résultats des premiers essais que j'ai réalisés en ce sens, il sera difficile de trouver dans les années 1990 des déplacements statistiquement significatifs. Si un tel déplacement s'est produit récemment, il nous faudra plus de temps et de données pour pouvoir le confirmer.

De même, je ne doute guère que la Réserve fédérale — comme nous tous — ait de la difficulté à identifier les chocs de productivité persistants. Il se peut bien que ce facteur permette d'expliquer une part importante des réactions passées des autorités monétaires, comme l'a indiqué Orphanides (1999). Le modèle de Beaudry et Doyle produit une corrélation positive fondée sur une perception erronée des chocs de productivité, mais la dynamique des prix qui le sous-tend est difficilement conciliable avec le comportement effectivement affiché dans le passé par les prix, la productivité et la production.

Enfin, le modèle ne peut générer la modification requise de la pente de la courbe de Phillips que si le ratio bruit/signal a bel et bien diminué. À la lumière des récentes données relatives à l'évolution de la productivité aux États-Unis et des débats qu'elles ont suscités chez les décideurs publics, j'ai peine à croire que le ratio bruit/signal ait effectivement baissé.

Bibliographie

- Bai, J. (1999). « Likelihood Ratio Tests for Multiple Structural Changes », *Journal of Econometrics*, vol. 91, n° 2, p. 299-323.
- Brainard, W. et G. L. Perry (1999). « Making Policy in a Changing World ». In : *Economic Events, Ideas, and Policies: The 1960s and After*, sous la direction de G. L. Perry et J. Tobin, chap. 2, Brookings Press.
- Estrella, A. et J. Fuhrer (2000). « Are 'Deep' Parameters Stable? The Lucas Critique as an Empirical Hypothesis », document de travail n° 99-4, Federal Reserve Bank of Boston, mai 1999, révisé en septembre 2000.
- Gordon, R. J. (1997). « The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1, p. 11-32.

Orphanides, A. (1999). « The Quest for Prosperity Without Inflation », document de travail n° 93, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Staiger, D., J. H. Stock et M. W. Watson (1997). « The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1, p. 33-49.

Discussion générale*

Après avoir remercié les commentateurs de leurs remarques, Paul Beaudry indique premièrement que, si Doyle et lui n'ont pu estimer avec précision la diminution de la pente de la courbe de Phillips, il n'en reste pas moins que cette baisse fait l'objet de débats publics et de recherches à la Banque du Canada même; il est donc tout à fait raisonnable de l'adopter pour hypothèse nulle. De plus, la nature de cette rupture (graduelle ou brusque) n'est pas évidente pour lui. Deuxièmement, il soutient qu'il est plus plausible que le ratio du signal au bruit ait diminué qu'augmenté ces derniers temps, car la différence entre les perceptions de la banque centrale et celles du secteur privé s'est atténuée. Troisièmement, il mentionne que Doyle et lui ont tenté de déceler un coude dans la courbe de Phillips (l'hypothèse d'Akerlof, Dickens et Perry), sans toutefois y parvenir, et qu'il est difficile de trouver d'autres types de non-linéarité dans cette courbe au cours des quinze dernières années. Quatrièmement, Beaudry se demande si l'utilisation d'autres chocs dans le modèle aurait été instructive, puisque, par exemple, ils n'ont pas observé de resserrement de la politique monétaire de la Banque en réaction aux chocs négatifs des années 1970. Enfin, Beaudry convient que le ratio de sacrifice est pertinent, qu'il est étroitement lié à l'autre équation d'inflation que contient le modèle et qu'il devrait être examiné attentivement.

Charles Freedman souligne que les attentes d'inflation sont partiellement prospectives, et non pas entièrement rétrospectives comme Beaudry et Doyle en font l'hypothèse. Dans ce cas, la variation de la courbe de Phillips pourrait s'expliquer par une modification des attentes, celles-ci

* Le présent sommaire a été rédigé par Maral Kichian.

devenant plus solidement ancrées à mesure que la crédibilité s'accroissait. Freedman soulève ensuite un point théorique. Dans le modèle, la Banque réagit exclusivement aux chocs d'offre; pourtant, un grand nombre d'autres chocs importants (évolution des finances publiques, restructuration du secteur privé, crise asiatique) sont également survenus au cours de la période examinée. Selon Freedman, s'il est vrai que la productivité a été un facteur non négligeable aux États-Unis au cours des trois dernières années, on observe encore peu de signes d'un accroissement de la productivité au Canada et la Banque attache toujours de l'importance aux chocs de demande.

Peter Howitt propose une autre explication de l'arbitrage observé entre l'inflation et la production : d'après lui, la Banque n'interprète pas mieux les chocs qu'auparavant, mais les agents savent maintenant ce qui fonctionne et ce qui ne fonctionne pas. Graduellement, les banques centrales recueillent davantage d'observations sur la variance de la courbe de Phillips, qui n'est pas liée au ratio du bruit au signal.

Nicholas Rowe indique que, si l'on décrit la courbe de Phillips comme une courbe d'offre et la fonction de réaction de la Banque comme une courbe de demande, l'aplatissement de la courbe de Phillips estimée peut alors s'expliquer par la modification des préférences de la Banque (c.-à-d. le paramètre θ).

Beaudry réagit aux remarques de Freedman. Doyle et lui examinent la pente de la relation de Phillips statistique, définie exclusivement en fonction de la production, afin de respecter les prescriptions de leur modèle théorique, et traitent les attentes dans une équation distincte du modèle. En ce qui concerne les chocs de demande, il convient que d'autres chocs se sont produits et que le choc du modèle pourrait être interprété comme un terme de choc composite susceptible d'être explicite.

Répondant aux commentaires de Howitt, Beaudry affirme qu'une bonne politique monétaire conduit à une meilleure tenue de l'économie et que, si l'hypothèse avancée n'est que l'une des explications possibles de l'aplatissement de la courbe de Phillips, elle n'est pas trop éloignée des autres interprétations.

