

# *Des règles de politique monétaire permettant d'assurer la stabilité des prix*

---

*Richard Black, Tiff Macklem et David Rose\**

## **Introduction**

Durant les années 80 et 90, la plupart des pays industrialisés ont axé de plus en plus leur politique monétaire sur la réalisation de taux d'inflation équivalant (ou presque) à la stabilité des prix. Il en est résulté une convergence remarquable, dans les pays en question, vers une inflation relativement faible au cours des années 90. Dans certains pays, tels que la Nouvelle-Zélande, le Canada, le Royaume-Uni et la Suède, la recherche de la stabilité des prix s'est accompagnée de l'annonce de cibles ou de fourchettes cibles explicites en matière d'inflation<sup>1</sup>. D'autres pays, comme l'Allemagne et la Suisse, se sont dotés d'objectifs d'inflation à moyen terme explicites, tandis que d'autres encore, tels que les États-Unis et le Japon, faisaient de la stabilité des prix un objectif à moyen terme, sans toutefois annoncer de cibles chiffrées. De toute évidence, la politique monétaire suivie dans ces pays vise maintenant, dans une mesure variable, à maintenir l'inflation à un niveau bas et relativement stable.

Nous nous pencherons ici sur plusieurs questions que pose la conduite de la politique monétaire dans un tel cadre. Plus précisément, nous

---

1. La Finlande, l'Australie, l'Espagne et Israël ont aussi adopté des cibles explicites en matière d'inflation.

\* *Nous savons gré à Advin Pagtakhan et à Hope Pioro de leur précieuse aide technique. Nous remercions Bob Amano, Paul Fenton, David Longworth, John Nelms et Simon van Norden de leurs commentaires utiles.*

examinerons diverses règles que peuvent suivre des autorités monétaires déterminées à assurer la stabilité des prix, ainsi que les répercussions de ces règles sur les propriétés dynamiques de l'économie. Nous procéderons pour cela à des simulations stochastiques au moyen d'un modèle de l'économie canadienne, que nous appelons Modèle d'analyse des politiques (MAP).

Le MAP décrit une petite économie ouverte qui produit un seul bien. Il se caractérise par des anticipations prospectives, encore qu'elles ne soient pas entièrement conformes au modèle, une offre endogène, des équations formalisant le comportement des principales composantes de la demande ainsi que des fonctions de réaction propres aux autorités monétaires et budgétaires<sup>2</sup>. Le modèle a été étalonné de manière à présenter le même régime permanent que le Modèle trimestriel de prévision (MTP) de la Banque du Canada, ainsi que des propriétés dynamiques très semblables face à un certain nombre de chocs déterministes usuels<sup>3</sup>. Le MAP est cependant plus petit que le MTP et il a été configuré de manière à permettre des simulations beaucoup plus rapides, ce qui rend possibles des simulations stochastiques de l'ampleur requise ici. Les simulations stochastiques mises en œuvre au moyen du modèle font appel à six types de chocs, ceux qui touchent : 1) la production potentielle; 2) les prix mondiaux des produits de base; 3) la somme de la consommation et de l'investissement; 4) le niveau des prix; 5) le taux de change réel; 6) la pente de la courbe de rendement. La structure stochastique conjointe de ces chocs est déterminée au moyen d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR) qui est estimé.

Les règles de conduite de la politique monétaire que nous envisageons ici ont une caractéristique commune : l'instrument d'intervention des autorités monétaires est un taux d'intérêt à court terme<sup>4</sup>. De façon générale, les règles se distinguent d'une politique entièrement discrétionnaire par le fait que, en présence d'une règle, les autorités monétaires ne peuvent réoptimiser leur politique d'une période à l'autre. L'existence de règles implique donc un engagement préalable, même si l'engagement pris peut revêtir la forme d'un comportement conditionnel. Les règles que nous examinons sont relativement simples en ce sens que le comportement conditionnel qu'elles supposent est une fonction linéaire d'une ou de deux variables macroéconomiques. En particulier, au lieu d'adopter des hypothèses concernant les préférences des autorités et d'en

---

2. Le MAP est décrit à la section suivante. Le lecteur trouvera plus de détails dans Black et Rose (1997).

3. Le MTP a été décrit dans divers rapports techniques de la Banque du Canada. Voir en particulier Black, Laxton, Rose et Tetlow (1994) ainsi que Coletti et coll. (1996).

4. Cela est conforme aux caractéristiques réelles de la politique monétaire moderne. L'instrument privilégié par les banques centrales des pays industrialisés est un taux d'intérêt à court terme.

déduire des règles optimales, nous considérons des règles relativement simples, pour ensuite illustrer la gamme des résultats possibles selon différents paramétrages de ces règles<sup>5</sup>. Les autorités peuvent ensuite appliquer leurs propres préférences pour déterminer le résultat le plus souhaitable dans l'éventail des issues possibles.

Les considérations qui nous ont amenés à choisir des règles simples sont de deux ordres. En premier lieu, la définition de règles optimales dépend de la fonction objectif qui est retenue par les autorités; or, nous savons trop peu de chose pour choisir ne serait-ce que la forme de cette fonction, encore moins ses paramètres. En second lieu, lorsqu'on dépasse le stade des modèles linéaires, les règles optimales sont généralement tributaires des particularités de la structure et du paramétrage du modèle économique sous-jacent ainsi que des caractéristiques des chocs. De fait, il n'est pas possible, en général, de représenter une règle optimale sous une forme fermée. Étant donné que l'une des raisons d'être de notre recherche est de dégager une caractérisation du comportement conditionnel qui soit suffisamment simple pour pouvoir être bien communiquée aux agents du secteur privé dans le cadre d'une politique officielle de stabilité des prix, nous sommes d'avis que l'emploi de règles optimales serait peu réaliste. À cet égard, notre recherche s'inscrit dans le prolongement des tentatives déployées récemment afin de définir des règles simples qui produisent des résultats raisonnables pour un large éventail de chocs. Voir par exemple les études recensées par Bryant, Hooper et Mann (1993).

Nous examinerons d'abord le comportement stochastique de certaines variables macroéconomiques lorsque les autorités monétaires utilisent la fonction de réaction de base du MAP<sup>6</sup>. D'après cette fonction, les autorités réagissent à l'écart de l'inflation qu'elles *s'attendent* à observer sept à huit trimestres plus tard par rapport au taux d'inflation visé. Nous posons que celui-ci est égal à 2 % par an — le point médian de la fourchette de maîtrise de l'inflation de 1 à 3 % annoncée au Canada. Nous commencerons par nous interroger sur les propriétés fondamentales de l'économie stochastique, en nous posant des questions comme celles-ci :

- Quelles sont les conséquences de cette fonction de réaction prospective axée sur l'inflation pour la distribution et les propriétés dynamiques des principales variables macroéconomiques telles que l'inflation, la production, les taux d'intérêt et le taux de change?

---

5. Une autre méthode consiste à résoudre le problème de contrôle optimal d'un modèle linéaire pour une gamme d'échelonnages possibles des préférences quadratiques des autorités. Voir à ce sujet Tetlow et von zur Muehlen (1996).

6. Cette fonction de réaction s'inspire de celle qui est incorporée au MTP de la Banque du Canada.

- Quelle est la probabilité que l'inflation anticipée sorte de la fourchette de 1 à 3 % et quelle est la durée moyenne de ces écarts par rapport à la fourchette cible?

Les réponses données à ces questions serviront de points de repère pour juger de l'efficacité de différentes règles de politique monétaire, notamment divers étalonnages possibles de la fonction de réaction de base.

Nous envisageons trois grandes catégories de règles : 1) des fonctions de réaction, comme celles incorporées au MAP et au MTP, qui consistent à modifier les taux d'intérêt en réaction aux écarts anticipés de l'inflation par rapport à son niveau cible; 2) des fonctions de réaction dans lesquelles les taux d'intérêt réagissent tant aux écarts de l'inflation par rapport à son niveau cible qu'aux écarts de la production par rapport à son niveau potentiel, mais où seule l'information contemporaine est prise en compte; 3) des fonctions de réaction qui obligent les autorités à ramener le *niveau* des prix sur la trajectoire visée.

Pour qualifier la première catégorie, nous parlerons de règles explicitement prospectives (EP), en ce sens que les autorités réagissent à des résultats futurs anticipés. La sous-catégorie que nous étudions ici se limite aux règles dans lesquelles seul l'écart de l'inflation (I) par rapport à la cible se voit accorder de l'importance dans la conduite de la politique monétaire; nous parlerons donc, dans le cas de cette sous-catégorie, de règles EP-I.

La deuxième catégorie de fonctions de réaction ressemble à ce qu'on en est venu à appeler la règle de Taylor (voir par exemple Taylor, 1993 et 1994)<sup>7</sup>. Nous ne l'utilisons toutefois pas exactement de la même façon que Taylor, aussi parlerons-nous dans ce cas de règles C-IY, pour indiquer que les autorités réagissent aux valeurs contemporaines (C) de l'inflation (I) et de la production (Y).

Le troisième type de règle que nous envisageons est une autre sous-catégorie des règles explicitement prospectives (EP). Dans le cas des règles EP-I, seul le taux d'inflation importe. Lorsqu'un choc amène l'inflation à s'écarter de son niveau cible, les autorités entreprennent de l'y ramener, mais ne se soucient pas d'éliminer la dérive dynamique du niveau des prix,

---

7. Taylor n'est pas le seul à avoir étudié des règles de cette forme. Henderson et McKibbin (1993) examinent diverses règles, dont une qui comporte une structure similaire. Dans le paramétrage que retient Taylor pour représenter l'évolution historique de la politique monétaire aux États-Unis, les coefficients des termes relatifs à l'inflation et à l'écart de production sont égaux. Il s'agit donc au fond d'une règle de revenu nominal, une catégorie dont il existe maints exemples. On trouvera dans Bryant, Hooper et Mann (1993) un exposé approfondi et une évaluation complète des règles de ce genre, tandis que Levin (1996) offre une évaluation récente de la règle de Taylor et de sa version de la règle de Henderson-McKibbin, en se servant pour cela du modèle multipays du Conseil de la Réserve fédérale.

pendant la période de déséquilibre, par rapport à une trajectoire où l'inflation serait constante. Par conséquent, même si les autorités monétaires peuvent parvenir à ancrer l'inflation à son niveau cible, l'écart entre le niveau des prix et une trajectoire à inflation constante aura une racine unitaire (le niveau des prix en logarithme ne sera pas stationnaire autour de sa tendance). La troisième catégorie de règles que nous considérons comporte une condition explicite de stationnarité du niveau des prix autour de sa tendance<sup>8</sup>. Nous baptiserons cette catégorie EP-INP, pour indiquer que les autorités doivent viser un certain niveau d'inflation et, en outre, respecter une condition en matière de dérive du niveau des prix (NP). Il convient de préciser que nous n'imposons pas une condition de stationnarité du niveau des prix — la stabilité des prix entendue au sens littéral —, mais plutôt une condition moins contraignante, à savoir que les autorités ne doivent pas tolérer de dérive cumulative de ce niveau par rapport à la trajectoire à inflation constante.

Taylor (1979 et 1994) fait valoir que, si les autorités ne sont pas confrontées en permanence à un arbitrage entre le niveau de l'inflation et l'écart de production (ou l'écart sur le marché du travail), elles doivent bel et bien effectuer un compromis, à long terme, entre la variabilité de l'inflation et la variabilité de la production. Pour analyser cet arbitrage, nous allons tracer les frontières efficaces applicables aux fonctions de réaction des catégories EP-I et C-IY. Nous nous livrerons aussi à un examen plus limité des fonctions de réaction du type EP-INP, pour les comparer aux résultats situés sur la frontière efficace commune aux fonctions de réaction des deux premières catégories.

Il y a aussi certaines questions qui dépassent la stricte notion de variabilité. Dans le cadre linéaire du modèle simple de Taylor, certaines propriétés d'équivalence en avenir certain se dégagent : dans un univers stochastique, les moyennes des distributions seront généralement insensibles au choix d'une règle, tant que la règle de conduite de la politique monétaire est stable.

Le modèle que nous utilisons n'est pas linéaire. Plus précisément, à la lumière de résultats empiriques obtenus récemment, nous avons décidé de donner une forme asymétrique à la dynamique de l'inflation, un excédent de la demande faisant augmenter l'inflation davantage qu'un excédent équivalent de l'offre ne la fait diminuer. Dans ce cas, l'équivalence en avenir certain n'est pas obtenue, et nous devons également tenir compte des

---

8. Nous ne voulons pas insinuer par là que les tests statistiques effectués à l'aide de petits échantillons indiqueront dans tous les cas une stationnarité autour de la tendance. Il reste que la fonction de réaction impose une condition de retour du niveau des prix à une trajectoire déterminée caractérisée par une inflation constante.

résultats relatifs aux moments du premier ordre. Nous désirons tout particulièrement établir si une règle déterminée permet d'atteindre en moyenne la cible choisie en matière d'inflation et si cela s'accompagne d'un déplacement du niveau de la production qui peut être atteint en moyenne. Enfin, l'économie envisagée est ouverte sur l'extérieur, ce qui nous oblige à tenir également compte de la variabilité du taux de change et des taux d'intérêt.

Nous nous penchons sur plusieurs questions :

- Le long de la frontière efficace des fonctions de réaction de la catégorie EP-I, quelle est la pente de la relation d'arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de la production, et quelles sont les conséquences, pour la variabilité des taux d'intérêt et du taux de change, d'un déplacement le long de cette frontière? Les moyennes des distributions des principales variables macroéconomiques s'en ressentent-elles? Quels étalonnages (horizon adopté par les autorités et paramètres de réaction) produisent des résultats efficaces?
- Comment la frontière efficace des fonctions de réaction de la catégorie C-IY se compare-t-elle à celle de la catégorie EP-I? Quelles pondérations faut-il accorder aux termes ayant trait à l'inflation et à la production pour obtenir des résultats efficaces? Y a-t-il d'autres conséquences pour le niveau ou la variabilité des principales variables macroéconomiques?
- Les fonctions de réaction de la catégorie EP-INP, qui comportent une condition relative au niveau des prix, sont-elles clairement inférieures aux fonctions de réaction axées uniquement sur une cible en matière d'inflation? Ou peut-on justifier une stratégie fondée également sur l'évolution du niveau des prix, à la lumière de ses conséquences pour le niveau ou la variabilité anticipé des principales variables macroéconomiques?

Voici le plan de notre étude. La section 1 donne un bref aperçu du modèle, en faisant ressortir quelques caractéristiques importantes de celui-ci pour les résultats. La section 2 décrit le vecteur autorégressif (VAR) auquel nous faisons appel pour estimer la structure stochastique des chocs (l'Annexe 1 fournit plus de détails à ce sujet). La section 3 présente les résultats obtenus à l'aide de la fonction de réaction de base du MAP, tandis qu'à la section 4 nous examinons comment on pourrait tirer parti des fonctions de réaction des catégories EP-I et C-IY pour améliorer la maîtrise de l'inflation et analysons leur incidence possible sur les autres propriétés des principales variables macroéconomiques. La section 5 décrit les résultats obtenus lorsqu'on introduit une cible à l'égard du niveau des prix dans la fonction de réaction, comme dans celles de la catégorie EP-INP. Enfin, nous présentons quelques remarques en guise de conclusion.

## **1 Le Modèle d'analyse des politiques (MAP)**

Nous présentons ici un aperçu du MAP, le modèle dont nous nous servons pour nos simulations stochastiques. Au lieu de fournir ici une description détaillée du modèle, nous en ferons ressortir les grandes caractéristiques, de même que certaines relations clés qui importent pour notre analyse. Le lecteur trouvera dans Black et Rose (1997) une description complète du modèle et de ses propriétés face à divers chocs déterministes usuels.

Le MAP est conçu de manière à fournir une représentation relativement complète de l'économie canadienne<sup>9</sup>. Ce modèle à fréquence trimestrielle se compose d'environ 140 équations dont 30, peut-être, décrivent les caractéristiques essentielles du comportement des agents. Il englobe un régime permanent explicite, et sa structure dynamique est stable en présence d'un large éventail de chocs. Il rend compte de façon exhaustive du comportement de trois stocks — le capital productif, les obligations d'État et les créances nettes sur l'étranger —, et le régime permanent qu'il englobe correspond à l'état d'équilibre d'une petite économie ouverte où le ratio de chacun de ces stocks à la production reste inchangé.

Le MAP ressemble à bien des égards au MTP de la Banque du Canada, et son étalonnage reflète le point de vue actuel du personnel de la Banque sur les variables exogènes, la solution numérique de régime permanent et de nombreux aspects des propriétés dynamiques lors de simulations déterministes. Le MAP est cependant plus petit que le MTP et se résout bien plus rapidement que celui-ci, ce qui est essentiel pour l'analyse stochastique effectuée ici.

Le MAP décrit une petite économie ouverte qui produit un seul bien. Il comporte quatre groupes d'agents : les entreprises, les consommateurs, les autorités budgétaires et les autorités monétaires. Les entreprises, qui cherchent à maximiser leurs profits, combinent le travail et le capital selon une fonction de Cobb-Douglas afin de produire le bien unique de l'économie. La croissance démographique tendancielle et la croissance tendancielle de la productivité sont exogènes.

---

9. Le MAP a été élaboré pour la Banque du Canada par David Rose, de QED SOLUTIONS, avec l'aide de Richard Black, qui a procédé au calage du modèle afin qu'il reproduise les propriétés du MTP. Le MAP s'inspire de plusieurs caractéristiques dégagées par QED SOLUTIONS lors de l'élaboration d'un nouveau modèle de l'économie néo-zélandaise pour le compte de la Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande. Ce travail sera présenté dans une publication (à venir) de la Banque de réserve, qui portera sur le nouveau système de prévision et de formulation de la politique monétaire récemment mis en place.

Les consommateurs se classent dans deux catégories. Il y a d'abord les consommateurs dits « prospectifs » qui essaient de choisir le meilleur profil de leur consommation actuelle et future, puis les consommateurs « à comportement empirique », qui dépensent la totalité de leur revenu au cours de chaque période. Par conséquent, seuls les agents prospectifs ont des actifs. Leur comportement est décrit à l'aide du modèle à générations imbriquées de Blanchard (1985)-Weil (1989), mais formulé en temps discret, comme dans Frenkel et Razin (1992). La version du modèle retenue dans le MAP reflète plusieurs modifications destinées à accélérer le rétablissement de l'équilibre des actifs.

Il existe une seule autorité budgétaire, qui regroupe l'ensemble des administrations fédérale, provinciales et municipales. La politique budgétaire consiste à définir des cibles pour le ratio de la dette à la production, celui des dépenses en biens et services à la production et celui des transferts aux ménages à la production. Un impôt indirect s'applique à la consommation et un impôt direct au revenu des particuliers. Le taux de l'impôt indirect est considéré comme une décision de nature exogène. La contrainte budgétaire intertemporelle de l'État est respectée et les cibles budgétaires sont atteintes au moyen d'une fonction de réaction qui détermine de manière endogène le taux d'imposition du revenu des particuliers.

En matière de politique monétaire, il s'agit de choisir un taux cible d'augmentation des prix à la consommation. Les autorités monétaires atteignent cette cible par l'entremise d'une fonction de réaction; leur instrument d'intervention, qui est le taux d'intérêt à court terme (à 90 jours), influe cependant sur l'économie réelle en modifiant la pente de la courbe de rendement. Cette fonction de réaction est décrite en détail un peu plus loin.

L'indice implicite des prix de la demande intérieure au coût des facteurs sert d'unité de compte dans le modèle et constitue la mesure fondamentale du niveau global des prix intérieurs. Tous les autres indices de prix sont élaborés à partir de cet indice fondamental et des prix des biens échangeables sur le plan international. Ainsi, le prix des biens de consommation est une moyenne pondérée du prix à l'importation et du prix intérieur des biens de consommation — compte tenu dans les deux cas des impôts indirects — établie à l'aide de la structure d'identités comptables du modèle. Comme il s'agit d'une petite économie ouverte, le prix extérieur est exogène, et la loi du prix unique se vérifie à la marge. La courbe de Phillips formulée dans le MAP exprime la relation entre l'inflation fondamentale et la demande intérieure. Cependant, une bonne partie de la dynamique des prix à la consommation résulte de l'incidence directe des prix à

l'importation sur les prix à la consommation. Le taux de change joue donc un rôle clé dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Dans le modèle, le taux de change *réel* en régime permanent est déterminé de façon endogène de manière à favoriser l'équilibre global des actifs. Étant donné l'offre de travail et les prix relatifs des facteurs, un stock de capital d'équilibre est défini à l'aide des conditions de maximisation du profit. Le stock d'obligations d'État découle du ratio de la dette à la production qui est choisi par les autorités budgétaires. Le comportement d'optimisation intertemporelle des ménages produit alors, par calcul résiduel, le niveau des actifs — le stock de créances nettes sur l'étranger, qui a une valeur négative dans le cas du Canada; le Canada est en effet un débiteur net envers l'étranger, ce dont tient compte l'étalonnage du modèle. Afin de soutenir la position nette de l'économie vis-à-vis de l'étranger et le flux résultant de paiements liés au service de la dette, un certain excédent doit être dégagé par la balance commerciale. Essentiellement, le taux de change réel en régime permanent est établi de manière à produire ce solde commercial d'équilibre.

À court terme, cependant, le taux de change réel réagit aux taux d'intérêt et en particulier aux mesures de politique monétaire. En régime permanent, les taux d'intérêt réels intérieurs sont liés aux valeurs étrangères exogènes mais, à court terme, ils sont déterminés par une version de la condition habituelle de parité des taux d'intérêt sans couverture.

Aux fins de notre analyse, nous allons maintenant décrire de façon plus détaillée certains aspects du modèle.

## 1.1 La fonction de réaction

Dans le MAP, la fonction de réaction générale EP-I est donnée par

$$rsl = rsl^* + 1,6 \cdot (\pi c_4(7) - \pi^*) + 1,8 \cdot (\pi c_4(8) - \pi^*) + \xi^{rsl}, \quad (1)$$

où  $rsl$  est la pente de la courbe de rendement (le taux d'intérêt à court terme par rapport au taux à long terme),  $rsl^*$  est la valeur de  $rsl$  en régime permanent (tenue constante dans notre analyse),  $\pi c_4$  est le taux de variation sur quatre trimestres des prix à la consommation et  $x(f)$  indique le niveau,  $f$  trimestres à l'avance, de la variable  $x$ , que l'on résout dans les simulations de façon conforme au modèle<sup>10</sup>. Dans nos simulations, le taux d'inflation

10. Dans le MAP, le taux long est un taux à cinq ans, mais le modèle est étalonné de manière à reproduire à peu près les propriétés du MTP, dans lequel le taux long est un taux à dix ans. Cet horizon plus rapproché est l'une des concessions que nous faisons dans le MAP en vue d'accélérer les simulations.

visé par les autorités monétaires,  $\pi^*$ , est fixé à 2 % par an, le point médian de la fourchette cible actuelle au Canada<sup>11</sup>. Enfin,  $\xi^{rsl}$  est un terme qui capte les autres influences qui s'exercent sur l'écart de taux, comme les effets des modifications de la pente de la courbe de rendement aux États-Unis ou les variations des primes de risque incorporées aux taux longs.

Pour atteindre leur cible à l'égard de l'inflation, les autorités monétaires agissent sur la variable cible intermédiaire,  $rsl$ , en faisant monter (baisser) les taux relatifs à court terme lorsqu'elles anticipent une inflation supérieure (inférieure) au taux visé sept ou huit trimestres plus tard. Le niveau souhaité de  $rsl$  est obtenu en fixant la vraie variable d'intervention — le taux d'intérêt nominal à court terme — au niveau requis. Le modèle décrit la dynamique de la structure des taux d'intérêt tant en termes réels qu'en termes nominaux. Pour obtenir le niveau désiré de  $rsl$  et, en fin de compte, amener l'inflation sur la trajectoire souhaitée, les autorités monétaires ajustent le taux nominal à court terme en tenant compte de l'évolution des taux longs.

L'utilisation de  $rsl$  dans la fonction de réaction, plutôt que simplement le taux d'intérêt réel à court terme, est conforme au MTP et découle de plusieurs facteurs. Le principal qui nous intéresse ici est le suivant : l'évolution historique des taux à court et à long terme reflète les modifications du taux d'intérêt réel d'équilibre ainsi que les mesures de politique monétaire et les anticipations relatives à l'inflation. De plus, les changements d'orientation de la politique monétaire influent davantage sur les taux courts que sur les taux longs; par conséquent, l'écart entre ces taux permet d'isoler, dans une large mesure, la composante monétaire des variations de taux d'intérêt réels. Il est ainsi plus facile de distinguer les chocs monétaires et non monétaires dans les données historiques (ce qui est important pour notre analyse stochastique, comme nous le verrons ci-après)<sup>12</sup>.

## 1.2 La courbe de Phillips

La courbe de Phillips incorporée au MAP détermine de façon approximative le taux d'augmentation de l'indice implicite des prix de la

---

11. Nous faisons également l'hypothèse que l'économie s'est déjà ajustée à cette cible. Le processus de « transition » n'est pas examiné ici; seules nous intéressent les caractéristiques du point d'arrivée que l'on obtient au moyen des différentes méthodes appliquées pour atteindre le taux cible.

12. Côté et Macklem (1996) ainsi que Macklem, Paquet et Phaneuf (1996) consacrent un exposé à l'utilisation de la courbe de rendement à titre d'indicateur de l'orientation de la politique monétaire.

demande intérieure au coût des facteurs (l'unité de compte dans le modèle). Étant donné que la banque centrale est censée fonder ses décisions sur l'évolution anticipée des prix à la consommation et qu'une bonne partie des biens de consommation sont importés, la dynamique des prix intérieurs ne représente qu'un volet de l'inflation globale. Il reste que la courbe de Phillips joue un rôle central dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire du modèle<sup>13</sup>. L'équation se présente essentiellement ainsi :

$$\begin{aligned} \pi = & 0,25 \cdot (0,6 \cdot \bar{\pi}^a + 0,4 \cdot \bar{\pi}c^a) + 0,43 \cdot \pi(1) + 0,32 \sum_{i=1}^4 \alpha_i \pi(-i) \\ & + 0,02 \cdot \text{écarty} + 0,04 \cdot \text{écarty}(-1) \\ & + 0,09 \cdot \text{écarty}^+ + 0,03 \cdot \text{écarty}^+(-1) + \xi^\pi . \end{aligned} \quad (2)$$

La courbe de Phillips du MAP présente un grand nombre des caractéristiques habituelles. Elle postule l'existence d'un taux naturel à long terme (c'est-à-dire qu'il n'y a pas d'arbitrage permanent entre la production ou l'emploi, d'une part, et le taux d'inflation, d'autre part). À court terme, par contre, il existe une relation dynamique entre l'excédent de la demande *écarty* et l'inflation  $\pi$ <sup>14</sup>. Selon des résultats empiriques récents, cette relation serait asymétrique, comme la courbe de Phillips initiale (1958). Cette asymétrie est telle que l'effet positif d'un excédent de la demande sur l'inflation est plus marqué que l'effet négatif d'un excédent équivalent de l'offre. Dans le cas du Canada, les résultats présentés par Laxton, Rose et Tetlow (1993a) motivent l'incorporation de cette caractéristique au MTP. Turner (1995) ainsi que Debelle et Laxton (1996) ont eux aussi constaté une

---

13. L'équation comprend en fait un autre terme important qui est censé refléter les autres caractéristiques structurelles du modèle de plus grande taille dont le MAP a été tiré. La présence de ce terme ne se fait sentir que lorsque le régime permanent réel subit un choc, ce qui signifie dans notre contexte un choc pur touchant l'offre (la productivité). Ce terme accroît les pressions à la baisse qu'un choc d'offre positif exerce sur les prix, la proportion de l'ajustement des salaires réels qui touche les salaires nominaux se trouvant par le fait même réduite.

14. Dans les simulations, le niveau de la production potentielle est déterminé par une évaluation de la fonction de production en situation de plein emploi et de productivité tendancielle des facteurs, mais avec le stock de capital existant. Le capital est donc considéré comme un facteur quasi fixe et l'emploi comme complètement variable à court terme, ainsi qu'il est de mise dans les modèles de ce genre.

importante asymétrie de ce genre dans les données canadiennes<sup>15</sup>. La forme de cette fonction est la même dans le MAP que dans le MTP — une version linéaire coudée où la pente est plus prononcée quand l'excédent de la demande est positif, conformément à la définition des termes *écarty*<sup>+</sup> de l'équation (2).

La première partie de l'équation (2) saisit la dynamique intrinsèque et la dynamique liée aux anticipations. La structure repose sur un modèle de passation de contrats dont la négociation est périodique, comme dans la version « à salaire réel » du modèle de Taylor (1980) que proposent Fuhrer et Moore (1995a et b). Nous faisons l'hypothèse que la négociation est annuelle, de sorte que les termes  $\bar{\pi}^a$  et  $\bar{\pi}^c$  sont des moyennes des anticipations formées pendant le trimestre en cours et les trois trimestres précédents, lorsque les contrats encore en vigueur ont été conclus. Ainsi

$$\bar{\pi}^a = 0,25 \sum_{i=0}^3 \pi^a(-i), \quad (3)$$

où  $\pi^a(i)$  est l'anticipation formée il y a  $i$  trimestres. Nous décrirons dans la prochaine sous-section le mode de formation des anticipations. L'équation de  $\bar{\pi}^c$  a la même forme. La présence des deux types d'anticipations traduit le fait que les consommateurs comme les entreprises ont une certaine influence dans le processus de négociation des salaires, les entreprises se souciant davantage du salaire réel calculé en fonction des prix à la production et les consommateurs se préoccupant plutôt du salaire réel établi en fonction des prix à la consommation.

On peut considérer que les termes  $\bar{\pi}^a$  et  $\bar{\pi}^c$  reflètent les pressions s'exerçant sur les coûts, mais il ne s'agit pas là de l'unique source d'inertie. Le terme  $\pi(1)$  représente l'inflation prévue, conformément au modèle, pour le trimestre suivant. L'équation (2) comprend aussi des retards du taux

---

15. Dupasquier et Ricketts (dans les présents actes) observent également ce type d'asymétrie dans la courbe de Phillips applicable au Canada, mais ils font remarquer que ce résultat dépend de la façon dont l'écart de production est mesuré. Ce genre d'asymétrie dans le processus d'ajustement des prix a également été relevé dans le cas d'autres pays. Turner signale la présence d'une asymétrie significative dans le cas des États-Unis et du Japon, tandis que Laxton, Meredith et Rose (1995), qui étudient un échantillon comprenant l'ensemble des pays du Groupe des Sept, constatent une asymétrie fortement significative. Clark, Laxton et Rose (1996), Debelle et Laxton (1997), Clark et Laxton (1997) ainsi que Dupasquier et Ricketts (dans les présents actes) relèvent l'existence d'une asymétrie significative dans le cas des États-Unis. Le même résultat est obtenu par Fisher, Mahadeva et Whitley (1996), ainsi que par Debelle et Laxton, dans le cas du Royaume-Uni. Isard et Laxton (1996) observent une asymétrie significative lorsque les données relatives à la France, à l'Italie et au Royaume-Uni sont regroupées. Quant à Bean (1996), les résultats qu'il obtient indiquent une asymétrie modérée pour un groupe de pays de l'OCDE.

d'inflation effectif (avec  $\sum \alpha_i = 1$ ), destinés à saisir l'ajustement trimestriel des prix auquel les entreprises procèdent en fonction de la tendance fondamentale des coûts.

### 1.3 Les anticipations en matière d'inflation

Les anticipations en matière d'inflation sont formalisées au moyen d'une variante du modèle mixte de Buitier-Miller (1985) à composantes prospective et rétrospective. L'équation type est de la forme

$$\begin{aligned} \pi^a = & 0,35 \cdot (0,7 \cdot \pi(-1) + 0,3 \cdot \pi(-2)) \\ & + 0,55 \cdot \pi_4(4) + 0,1 \cdot \pi^{*a}. \end{aligned} \quad (4)$$

La composante rétrospective est une moyenne pondérée des deux dernières observations de l'inflation. La composante prospective est une prévision conforme au modèle. Le terme  $\pi_4(4)$  représente un taux de variation sur quatre trimestres; il est introduit dans l'équation quatre trimestres à l'avance, ce qui fait de ce terme le taux d'inflation prévu pour les quatre prochains trimestres, soit l'horizon de négociation pris pour hypothèse.

Nous attribuons également une pondération explicite au taux d'inflation cible *perçu*<sup>16</sup>. Cette variable est déterminée comme suit :

$$\begin{aligned} \pi^{*a} = & 1,35 \cdot \pi^{*a}(-1) - 0,425 \cdot \pi^{*a}(-2) \\ & + 0,0375 \cdot (\pi_4(16) + \pi_4(20)). \end{aligned} \quad (5)$$

Le taux d'inflation cible *perçu* revêt la forme d'une fonction de transfert du second ordre, le processus fondamental étant déterminé par une moyenne pondérée du taux d'inflation sur quatre trimestres prévu pour quatre et cinq ans plus tard. Ce terme est affecté d'une pondération relativement faible de 0,1 dans l'équation se rapportant aux anticipations (éq. (4)). Il vise à saisir les effets de crédibilité. Si les agents s'attendent à ce que la banque centrale maintienne l'inflation dans une fourchette raisonnable autour du niveau cible à moyen terme, le taux cible anticipé demeurera très voisin du taux annoncé. Cela ancrera en quelque sorte les anticipations et atténuera leur réaction aux fluctuations de court terme. Si, au contraire, les agents ne s'attendent pas à ce que les autorités monétaires maintiennent l'inflation au voisinage du taux cible, ce terme amènera l'inflation anticipée à s'écarter du taux cible annoncé, même si la banque centrale a obtenu récemment de bons résultats et que les perspectives à court terme indiquent que l'inflation

---

16. Nous avons introduit ce terme initialement parce que nous comptions nous livrer, dans le cadre de cette étude, à une analyse des questions de crédibilité et d'apprentissage. En fin de compte, nous n'avons pu aborder ces questions.

devrait demeurer au voisinage du taux cible. L'insertion de ce terme reflète le fait qu'il ne suffit pas aux autorités monétaires d'enregistrer quelques bons résultats pour devenir crédibles et que la crédibilité est chose fragile — une fois qu'on l'a perdue, il est difficile de la rétablir.

## 2 La spécification stochastique

Pour procéder à des simulations stochastiques, il faut disposer d'un modèle et d'une distribution dont sont tirés les chocs aléatoires. Dans le cas des modèles établis par estimation, la distribution des chocs est habituellement fondée sur celle des résidus estimés des diverses équations du modèle. Dans le cas des modèles établis par étalonnage, aucune approche ne s'impose d'emblée. La plupart des auteurs qui ont utilisé des modèles étalonnés pour évaluer les diverses règles de politique monétaire ont basé la distribution des chocs sur les propriétés des résidus de diverses équations de forme réduite ou autorégressive estimées, en faisant l'hypothèse que les chocs étaient distribués de façon indépendante. Nous recourons à une méthode plus ambitieuse, décrite brièvement ci-dessous.

Nous commençons par estimer un VAR à  $N$  variables dans lequel ces dernières sont déterminées par les  $N$  types de chocs à envisager. Le VAR estimé sert à générer les profils de réaction aux chocs subis par chacune de ces  $N$  variables. Nous nous servons ensuite de ces profils de réaction pour définir les termes de choc du modèle structurel. Dans le cas général, un terme de choc dans le modèle représente un amalgame qui combine les chocs touchant chacune des variables du VAR. Ce choc « combiné » est défini de façon que la réaction dynamique du modèle structurel concorde avec la réaction du VAR à un horizon déterminé (que nous fixons à cinq trimestres).

Nous envisageons six types de chocs, soit ceux touchant : 1) la production potentielle; 2) les prix mondiaux des produits de base; 3) la somme de la consommation et de l'investissement (ce dernier choc sera notre choc de demande); 4) le niveau des prix; 5) le taux de change réel; 6) la pente de la courbe de rendement. Les termes de choc du modèle structurel sont définis de manière à reproduire les réactions d'un VAR estimé pour ces six variables. Considérons par exemple le choc touchant la somme de la consommation et de l'investissement ( $c + i$ ). Le VAR génère les réactions estimées de chacune des six variables à une variation d'un écart-type de  $c + i$ . Le choc imprimé à  $c + i$  dans le modèle structurel est choisi de manière à reproduire les réactions du VAR sur les cinq trimestres suivant le choc. À cette fin, nous choisissons une matrice de coefficients  $6 \times 5$ . La première colonne représente le vecteur des perturbations contemporaines (une par variable comprise dans le VAR), tandis que les

quatre colonnes restantes renferment les pondérations des valeurs passées de ces chocs. L'Annexe 1 donne plus de détails à ce sujet.

Cette façon de procéder présente deux avantages. En premier lieu, elle permet d'aborder les propriétés statistiques des chocs dans un cadre unifié. En second lieu, elle permet de déterminer la structure d'autocorrélation et de corrélation croisée des chocs au moyen de leurs corrélations historiques, ce qui nous évite d'avoir à poser des hypothèses arbitraires, comme l'indépendance des distributions. Nous considérons cette caractéristique comme un avantage, car nous n'interprétons pas les chocs imprimés aux variables endogènes (telles que  $c + i$ ) comme des chocs structurels profonds, mais comme des chocs globaux qui résultent d'un grand nombre de perturbations de types différents au niveau microéconomique. Étant donné que les chocs structurels profonds (que nous ne pouvons déceler) touchent en général plusieurs variables à la fois, il n'y a aucune raison de s'attendre à ce que les chocs globaux soient indépendants. Dans la mesure où l'emploi d'un VAR permet de mieux saisir la structure de corrélation des chocs subis par l'économie, l'analyse quantitative nous paraît plus fiable.

Nous exposerons maintenant plus en détail le VAR estimé.

## 2.1 Le VAR estimé

Les variables du VAR sont la production potentielle ( $y^*$ ), les prix réels des produits de base ( $pprodb$ ), le niveau des prix intérieurs ( $py$ ), le taux de change réel ( $z$ ), la pente de la courbe de rendement ( $rs1$ ) et la somme de la consommation et de l'investissement ( $c + i$ )<sup>17</sup>. La production potentielle et les prix réels des produits de base sont considérés comme des variables exogènes (conformément à la structure du MAP), et les chocs auxquels celles-ci sont soumises peuvent être interprétés de manière claire. Nous considérons le choc subi par le niveau des prix comme un choc d'offre qui prend la forme d'un déplacement de la courbe de Phillips dotée d'anticipations. Le choc imprimé au taux de change réel est interprété comme une perturbation de la confiance que les investisseurs placent dans la valeur du dollar canadien. Nous interprétons le choc touchant  $c + i$  comme un choc de demande intérieure et assignons une origine monétaire aux chocs subis par la courbe de rendement. À eux six, ces chocs visent à saisir les principales perturbations macroéconomiques susceptibles de secouer

---

17. Nous regroupons la consommation et l'investissement au lieu de les introduire séparément dans le VAR de manière à économiser les degrés de liberté.

l'économie canadienne, encore qu'il en existe certainement d'autres dont l'influence n'est pas négligeable<sup>18</sup>.

Les variables du VAR sont définies de la manière suivante. La production potentielle est obtenue par l'application du filtre de Hodrick-Prescott (HP) à la production effective (en fixant, comme il est d'usage, le paramètre de lissage à 1 600)<sup>19</sup>. Pour obtenir les prix réels des produits de base, nous divisons l'indice des prix des produits de base de la Banque du Canada (exprimés en dollars américains) par l'indice implicite des prix du PIB américain. Le niveau des prix intérieurs est mesuré par l'indice implicite du PIB du Canada. Par souci de conformité avec le modèle structurel, le taux de change réel est défini comme le cours nominal du dollar canadien par rapport aux monnaies des pays du Groupe des Six, multiplié par le niveau global des prix dans ces pays, le tout divisé par l'indice implicite des prix de la demande intérieure au coût des facteurs. L'écart de taux de rendement est la différence entre le taux du papier commercial à 90 jours et le rendement des obligations à dix ans du gouvernement canadien. La consommation est définie d'une manière très large dans le modèle puisqu'elle comprend les dépenses en biens et en services de consommation, les dépenses consacrées au logement et la formation de stocks, tandis que l'investissement se compose des dépenses en immeubles industriels et commerciaux ainsi qu'en machines et matériel. La somme de la consommation et de l'investissement englobe donc toutes ces composantes. L'écart de taux de rendement est introduit dans le VAR en niveau, tandis que les cinq autres variables y figurent en logarithmes.

---

18. Les chocs budgétaires brillent par leur absence dans notre VAR. Nous n'envisageons pas d'élément stochastique dans la politique budgétaire parce que, à notre avis, la distribution historique des chocs budgétaires a peu de chances de fournir une bonne représentation des chocs susceptibles de survenir en la matière au cours de la prochaine décennie. Sont également omis les chocs émanant de la demande extérieure de produits canadiens. Cela est dû à la fois au fait que le MAP est un modèle de petite économie ouverte et à notre incapacité de cerner, dans le VAR estimé, un choc de demande extérieure qui soit plausible. Dans la mesure où les variations de l'activité économique dans le monde (et en particulier aux États-Unis) se répercutent sur d'autres variables du VAR, par exemple les cours des produits de base et la courbe de rendement, l'incidence des chocs de demande extérieure est probablement saisie en partie dans les propriétés statistiques de ces autres variables du VAR.

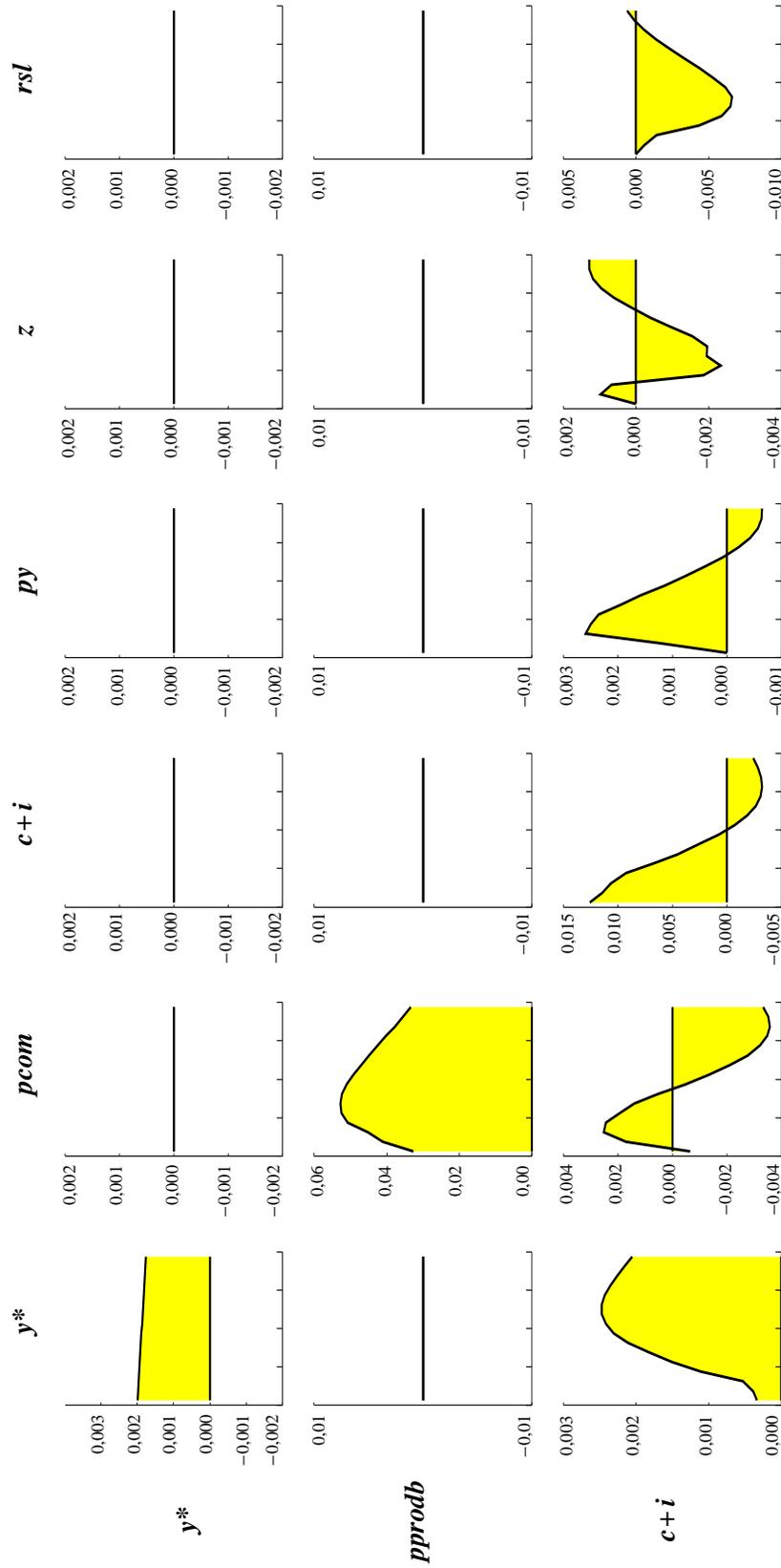
19. Nous sommes conscients que le filtre HP ne nous permet de mesurer la production potentielle que de façon grossière (Guay et St-Amant, 1996), mais il offre une simplicité et une transparence attrayantes. Nous avons également essayé la mesure de la production potentielle que la Banque du Canada utilise et qui repose sur l'emploi d'un filtre HP enrichi d'informations structurelles tirées du MTP. Nous avons obtenu des résultats à peu près analogues mais, dans quelques cas, les réactions obtenues au moyen de la mesure simple de la production potentielle (filtre HP) étaient plus conformes au MAP.

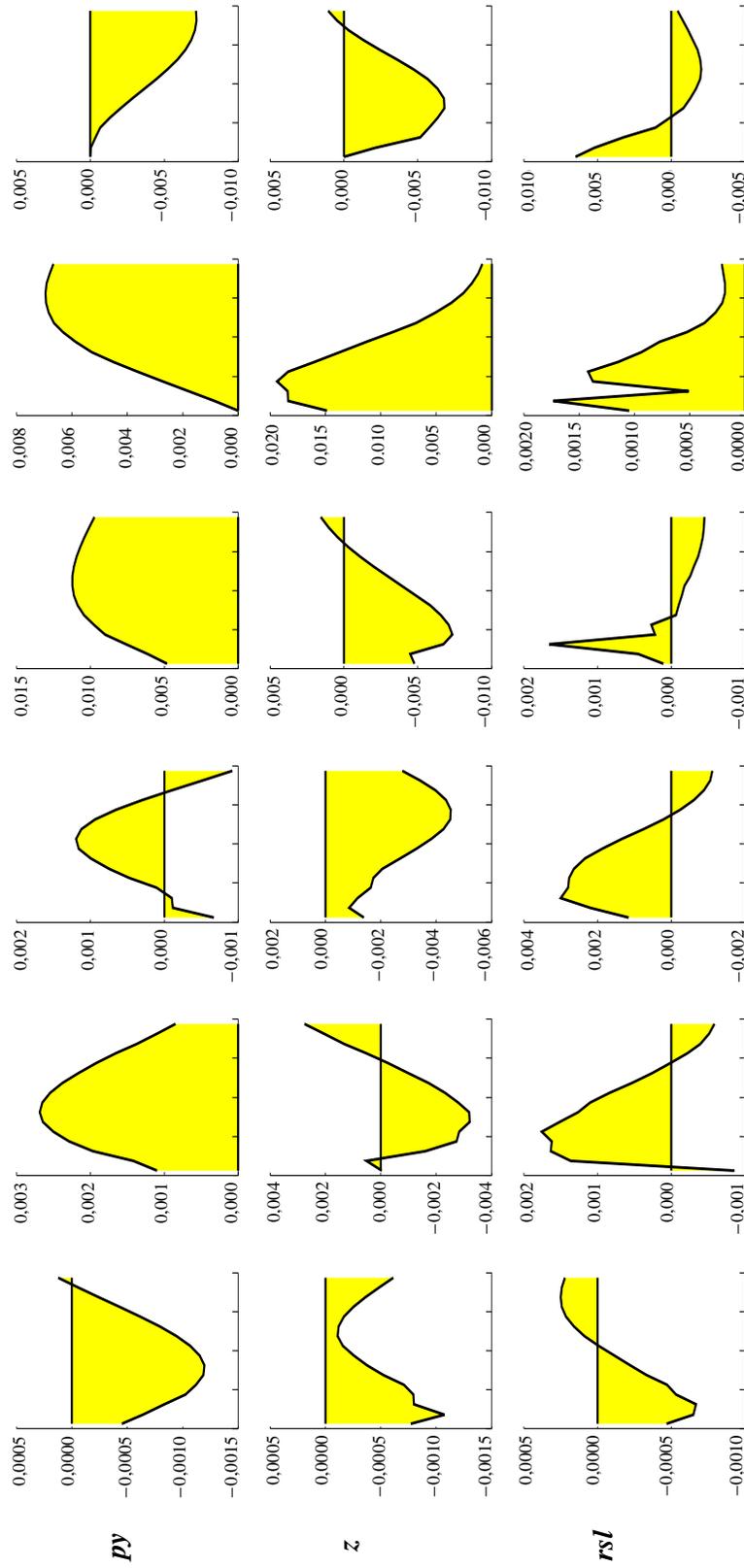
Comme la production potentielle et les prix réels des produits de base sont considérés comme exogènes, les équations qui s'y rapportent n'incluent que des valeurs retardées de la variable dépendante — un retard dans le cas de la production potentielle et quatre pour les prix des produits de base. En règle générale, les équations relatives aux variables endogènes englobent quatre retards de chacune de celles-ci, ainsi qu'un retard de la production potentielle et quatre des prix réels des produits de base. Le VAR est estimé sur la période allant du premier trimestre de 1961 au quatrième trimestre de 1992. Nous avons choisi d'interrompre le VAR à cette dernière date de manière à éviter les lacunes que comporte, en fin d'échantillon, l'utilisation du filtre HP pour définir la production potentielle.

La représentation moyenne mobile du VAR est obtenue par application d'un ordre de causalité de Wold, en l'occurrence  $y^*$ ,  $p\text{prodb}$ ,  $c + i$ ,  $py$ ,  $z$ ,  $rsl$ , aux variables du modèle; l'adoption de cet ordre est motivée par la structure du modèle. Notons en particulier que la production potentielle et les prix réels des produits de base sont considérés comme exogènes dans le modèle tandis que  $c + i$  et les prix intérieurs s'ajustent avec un retard aux modifications des conditions monétaires; notons aussi que les autorités monétaires sont censées examiner la situation contemporaine de l'économie avant de décider du choc monétaire à appliquer. Nous imposons également deux restrictions de suridentification au VAR. Tout d'abord, nous stipulons qu'il n'existe aucune corrélation croisée contemporaine entre la production potentielle et les prix réels des produits de base, puisqu'il s'agit des variables exogènes du modèle. Ensuite, nous n'incluons pas les valeurs retardées des prix réels des produits de base dans l'équation ayant trait à l'indice implicite des prix du PIB parce que nous croyons que les importantes répercussions des chocs pétroliers de 1973 et de 1979 sur l'inflation sont davantage imputables à la politique d'accompagnement de ces chocs suivie par la Banque du Canada qu'à une forte relation structurelle entre les prix relatifs et le niveau global des prix. Par conséquent, nous empêcherons en première approximation que les prix relatifs aient un effet direct sur le niveau global des prix. Cette restriction a pour résultat de rendre les effets d'une variation des prix des produits de base plus semblables dans le VAR et dans le modèle.

La Figure 1 présente les réactions des variables du VAR à chacun des six chocs. La taille de ces derniers est d'un écart-type, et les variables qui subissent le choc sont situées sur la diagonale de l'ensemble des graphiques. Ces derniers doivent être lus verticalement : chaque colonne représente la réaction à l'un des chocs. Par exemple, la première colonne de résultats illustre les réactions à un choc touchant la production potentielle, la deuxième les réactions à un choc imprimé aux prix des produits de base, et ainsi de suite.

**Figure 1**  
**Profils de réaction tirés du VAR**





Période allant du premier trimestre de 1961 au quatrième trimestre de 1992

Dans l'ensemble, les réactions aux six chocs fournissent une représentation macroéconomique étonnamment cohérente de l'incidence des principales perturbations susceptibles de secouer l'économie canadienne — une représentation qui cadre bien avec le fondement théorique du MAP<sup>20</sup>. Le choc touchant  $c + i$  illustrera notre propos. Comme la production potentielle et les prix des produits de base sont exogènes, ces variables ne changent pas. Conformément à notre interprétation du choc imprimé à  $c + i$  (selon laquelle celui-ci peut être assimilé à un choc de demande intérieure), la hausse de  $c + i$  entraîne un relèvement du niveau des prix environ un an plus tard. Les autorités monétaires durcissent leur politique, à titre préventif, pour contenir les pressions à la hausse sur les prix, ce qui provoque un élargissement de l'écart de taux de rendement et une appréciation du taux de change. Ce resserrement des conditions monétaires freine la demande; cette dernière descend alors au-dessous de son niveau de régime permanent, avant de retourner graduellement à celui-ci. Le cycle négatif de la demande, joint à l'appréciation du taux de change, exerce des pressions à la baisse sur les prix, effaçant ainsi la hausse initiale.

La décomposition de la variance des variables endogènes du VAR, présentée au Tableau 1, est une autre manière de décrire le VAR qui cadre bien, elle aussi, avec la structure du MAP. Plus précisément, conformément à la conception du mécanisme de transmission de la politique monétaire dans le MAP, les chocs monétaires (saisis par les variations de  $rs/l$ ) n'ont aucun effet direct sur les prix. Ils influent plutôt sur la demande (représentée par  $c + i$ ) de façon directe et de façon indirecte par l'entremise du taux de change réel, la demande influant ensuite sur les prix. La décomposition de la variance nous renseigne également sur l'importance relative des différentes sources de perturbations. Notons que les chocs exogènes — les variations de la production potentielle et des prix des produits de base — expliquent environ la moitié de la variance de  $c + i$  et des prix au bout de six trimestres, tandis que, dans le cas du taux de change réel et de l'écart de taux de rendement, les six sources de perturbations contribuent de manière plus égale à la variance.

### **3 Le comportement stochastique de l'économie selon la règle du MAP**

Dans notre analyse des règles de politique monétaire, nous commencerons par examiner le comportement stochastique de l'économie selon la règle qui est retenue dans le scénario de base du MAP (ci-après

---

20. Black et Rose (1997) étudient les effets dynamiques de ces six chocs dans le cadre de simulations déterministes effectuées au moyen du MAP.

**Tableau 1****Décomposition de la variance dans le cas du VAR**

Variables	Contribution, après six trimestres, des chocs touchant					
	$y^*$	$p\text{prodb}$	$c + i$	$py$	$z$	$rsl$
$c + i$	29,1	22,7	20,9	5,3	11,9	10,2
$py$	25,5	25,9	26,0	22,4	0,0	0,2
$z$	16,0	17,6	18,4	15,6	13,3	19,2
$rsl$	16,5	24,1	21,8	15,8	11,3	10,6

appelée simplement la règle du MAP). Cette fonction de réaction revêt un intérêt particulier du fait qu'elle est de la même forme générale que la règle actuellement utilisée par le personnel de la Banque pour formuler des conseils en matière de politique monétaire; elle a été étalonnée (tout comme le reste du MAP) de manière que les réactions à un ensemble standard de chocs déterministes soient à peu près identiques dans le MAP et le MTP. Une analyse approfondie de la règle du MAP nous donnera aussi l'occasion d'étudier en détail les propriétés stochastiques du modèle, avant de passer à l'analyse des diverses fonctions de réaction.

Afin d'examiner les résultats que produit la règle du MAP en matière de maîtrise de l'inflation, nous soumettons celui-ci à des simulations stochastiques au moyen de la structure de chocs découlant du VAR. Les simulations portent sur 136 trimestres; nous supprimons les huit premiers trimestres, ce qui nous en laisse 128, soit la durée de l'échantillon servant à l'estimation du VAR. Nous générons dix séries de données artificielles pour chaque variable, de sorte que le nombre total des simulations est de  $10 \times 136 = 1\,360$ <sup>21</sup>. Pour établir les distributions des variables qui nous intéressent, nous calculons la moyenne des valeurs obtenues sur l'ensemble des périodes et des séries générées.

Selon la structure d'information retenue ici, les autorités monétaires prennent connaissance des chocs après qu'ils se sont produits; elles sont incapables de prévoir les chocs futurs. Elles connaissent toutefois la

21. Une solution située à l'horizon choisi doit être calculée à chaque point dans le temps, en fonction de l'information connue à ce moment-là. Seules les valeurs relatives à ce point sont conservées, le processus devant être répété chaque trimestre, à mesure que de nouveaux chocs sont observés. Les simulations ont été effectuées à l'aide de la procédure IDS (algorithme d'empilage impliquant la résolution simultanée d'un système d'équations où chacune des variables endogènes est représentée à chaque période par une équation distincte) conçue pour les modèles prospectifs non linéaires par Armstrong, Black, Laxton et Rose (1995). Cet algorithme est relativement rapide et très robuste, deux caractéristiques importantes pour les simulations auxquelles nous nous livrons ici.

structure d'autocorrélation et de corrélation croisée des chocs, de même que la structure du modèle, et elles fondent leurs anticipations de l'inflation, qui sont conformes au modèle, sur cette information. Par conséquent, les autorités monétaires sont beaucoup mieux informées dans ce modèle que ne le sont en réalité les banques centrales, qui ne connaissent avec certitude ni la structure de l'économie, ni les chocs précis auxquels cette dernière est exposée. À cet égard, nos résultats sous-estiment l'ampleur du problème que pose la maîtrise de l'inflation.

Les chocs sont fondés sur le VAR estimé que nous avons décrit à la section 2, à l'exception des chocs touchant *rsi*. Rappelons que, dans le cadre général de notre VAR, la variation de *rsi* peut être due à deux sources. La variable *rsi* subit des chocs exogènes (qui produisent les réactions illustrées à la sixième colonne de la Figure 1), de même que les répercussions des perturbations exogènes appliquées aux cinq autres variables du VAR (la réaction de *rsi* générée par le VAR sur les cinq premiers trimestres est illustrée à la dernière ligne de la Figure 1). Pour examiner le comportement stochastique de l'économie d'après la fonction de réaction du MAP, nous supprimons l'effet sur *rsi* de toutes les perturbations appliquées aux cinq autres variables du VAR. Tel est le rôle de la fonction de réaction du modèle. En ce qui concerne les chocs exogènes touchant *rsi*, nous considérons deux cas. Dans le premier, ces chocs sont eux aussi considérés comme nuls, de sorte que la seule source de variation de *rsi* est la réaction des autorités monétaires aux chocs subis par les cinq autres variables du VAR. Dans le second cas, nous incluons des chocs monétaires exogènes, mais nous ramenons leur écart-type à la moitié de sa valeur historique estimée.

La raison qui motive le choix d'une valeur nulle pour les chocs exogènes touchant *rsi* est que ces derniers reflètent l'exercice du pouvoir discrétionnaire des autorités monétaires, tandis que, si l'on applique la règle conditionnelle incorporée à la fonction de réaction, les autorités ne disposent d'aucun pouvoir de décision. Les réactions au choc appliqué à *rsi* (dernière colonne de la Figure 1) illustrent bel et bien les effets d'une contraction monétaire discrétionnaire tels que les décrivent les manuels d'économie. À notre avis, cependant, la suppression complète des chocs exogènes touchant *rsi* risque de sous-estimer le problème de maîtrise de l'inflation auquel font face les autorités monétaires. Le VAR neutralise les effets des variables du système sur la pente de la courbe de rendement, les effets des autres déterminants de *rsi* étant de ce fait saisis par le résidu de l'équation de *rsi*. L'un de ces déterminants est constitué par les interventions discrétionnaires des autorités monétaires, mais il est certain que les chocs touchant *rsi* reflètent aussi d'autres facteurs, comme les variations des taux d'intérêt aux États-Unis, les modifications des primes de risque incorporées à la structure

des taux et les « erreurs » de politique monétaire dues au fait que la Banque du Canada dispose de beaucoup moins d'information que les autorités monétaires représentées dans notre modèle. L'application d'une règle de politique monétaire éliminerait les chocs monétaires discrétionnaires, mais ces autres sources exogènes de fluctuation de  $rs_l$  seraient probablement moins faciles à supprimer. Cela nous amène à penser qu'une partie du choc touchant  $rs_l$  devrait être prise en compte dans les simulations stochastiques. C'est pourquoi notre deuxième série de simulations comprend un choc exogène qui présente les mêmes propriétés dynamiques que celles qui sont estimées au moyen du VAR, mais un écart-type égal à la moitié de sa valeur estimée. À notre sens, il est raisonnable de situer à 50 % la part maximale des variations de  $rs_l$  qui est due à des facteurs non monétaires.

Les résultats des deux séries de simulations sont présentés au Tableau 2. Celui-ci indique les écarts-types et les coefficients autorégressifs d'ordre 1 de différentes variables du modèle. Les erreurs-types relatives à ces moments figurent entre parenthèses. À des fins de comparaison, la première colonne du Tableau fait état des statistiques comparables obtenues pour les variables en question sur la période d'estimation du VAR, qui va du premier trimestre de 1961 au quatrième trimestre de 1992. À l'exception de l'écart de taux de rendement, toutes les variables sont exprimées en logarithmes. Dans la mesure du possible, nous définissons les variables non stationnaires sous forme de rapports de manière à les rendre stationnaires. Nous avons procédé ainsi afin d'éviter la pratique courante qui consiste à appliquer le filtre HP à des variables non stationnaires avant de calculer leurs moments, puisqu'il a été démontré récemment que cette pratique pouvait entraîner des corrélations trompeuses (Cogley et Nason, 1995). C'est pourquoi, par exemple, les composantes de la demande sont exprimées en proportion de la production<sup>22</sup>. Fait exception la production elle-même, qui est mesurée en taux de croissance trimestriel annualisé ( $\Delta y$ ), en taux de croissance sur quatre trimestres ( $\Delta_4 y$ ) et en écarts par rapport à la valeur tendancielle établie au moyen du filtre HP ( $y - y^{HP}$ ). La mesure de l'inflation à laquelle nous nous intéressons est le taux de variation sur quatre trimestres

---

22. Certaines des composantes de la demande exprimées en proportion de la production affichent une tendance au fil des ans. Par exemple, les importations et les exportations ont augmenté par rapport à la production sous l'effet d'un mouvement continu de libéralisation des échanges commerciaux. Dans le modèle, bien entendu, ces ratios sont tous stationnaires en régime permanent stochastique, puisque le modèle laisse de côté les changements institutionnels tels que la libéralisation du commerce. Afin de rendre les données historiques comparables aux données du modèle, nous éliminons la tendance des composantes de la demande exprimées en ratios à l'aide d'une tendance linéaire quadratique. Les données sont donc filtrées au préalable, dans un certain sens, mais ce problème de filtrage est secondaire si on le compare à celui que produit l'application d'un filtre permettant d'extraire la tendance des composantes mêmes de la demande.

Tableau 2

## Comportement stochastique de l'économie avec la règle du MAP

Variable	Modèle					
	Données historiques		Sans chocs touchant <i>rsl</i>		Avec chocs touchant <i>rsl</i>	
	Écart-type	Coefficient AR(1)	Écart-type	Coefficient AR(1)	Écart-type	Coefficient AR(1)
$\Delta y$	4,1	0,33	4,0 (0,5)	0,37 (0,14)	4,1 (0,4)	0,47 (0,11)
$\Delta_4 y$	2,7	0,87	2,7 (0,5)	0,86 (0,03)	3,0 (0,5)	0,88 (0,04)
$y - y^{\text{HP}}$	1,6	0,84	1,8 (0,4)	0,87 (0,04)	2,1 (0,4)	0,89 (0,04)
$(c + i) / y$	1,5	0,86	1,6 (0,2)	0,89 (0,02)	1,6 (0,2)	0,89 (0,02)
$c / y$	1,6	0,87	0,9 (0,1)	0,95 (0,01)	1,0 (0,2)	0,95 (0,01)
$i / y$	1,6	0,93	1,0 (0,1)	0,86 (0,03)	1,0 (0,1)	0,86 (0,03)
$\text{soldecomm} / y$	1,9	0,87	1,6 (0,2)	0,93 (0,02)	1,8 (0,2)	0,93 (0,02)
$g / y$	1,3	0,92	0,5 (0,2)	0,95 (0,02)	0,7 (0,2)	0,95 (0,02)
<i>rsl</i>	1,2	0,77	1,5 (0,2)	0,88 (0,05)	1,8 (0,3)	0,84 (0,04)
<i>rn</i>	3,5	0,94	2,8 (0,4)	0,90 (0,04)	3,3 (0,6)	0,87 (0,04)
<i>z</i>	6,7	0,95	4,1 (0,5)	0,92 (0,02)	4,7 (0,8)	0,92 (0,02)
$\pi c_4$	3,1	0,97	0,8 (0,1)	0,94 (0,02)	1,1 (0,2)	0,95 (0,01)

Nota : Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

de l'IPC ( $\pi c_4$ ), puisque c'est la variable que les autorités monétaires s'efforcent de maîtriser dans le modèle.

Si nous examinons d'abord les résultats obtenus en l'absence de chocs propres à *rsl*, nous constatons que les écarts-types et les coefficients AR(1) des diverses mesures de la production (après élimination de la tendance) calculés d'après le modèle sont très similaires à ceux obtenus au moyen des données historiques. De plus, le comportement des principales composantes de la demande dans le modèle est conforme aux données historiques, tout particulièrement  $(c + i)/y$  et  $\text{soldecomm}/y$ <sup>23</sup>. Par contre, le comportement de l'inflation décrit par le modèle ne cadre pas avec les observations. L'écart-type de l'inflation n'est que de 0,8 point de pourcentage dans le modèle, contre 3,1 points selon les données. Cette maîtrise supérieure de l'inflation se traduit par une variabilité moindre du taux d'intérêt nominal à court terme (*rn*) et du taux de change réel (*z*) par rapport aux observations, et ce, malgré un écart-type un peu plus élevé de *rsl* dans le modèle.

23. Les propriétés des composantes de  $c + i$  dans le modèle ne cadrent pas aussi bien avec les données historiques que les propriétés de la variable globale de demande. Cela est dû au fait que, en séparant les chocs (tirés du VAR) imprimés à  $c$  et à  $i$  pour les incorporer au modèle, nous avons fait l'hypothèse que ces deux types de choc étaient parfaitement corrélés. L'écart-type de  $g/y$  est également plus faible dans le modèle que selon les observations, puisque notre analyse ne tient pas compte des chocs budgétaires.

Cette amélioration marquée de la maîtrise de l'inflation par rapport aux données historiques pourrait s'expliquer par le fait que, dans le modèle, la politique monétaire a pour but de ramener l'inflation au taux cible de 2 % tandis que, durant une bonne partie de la période étudiée, la politique monétaire n'était pas axée sur une cible explicite et l'inflation variait considérablement par rapport à sa moyenne historique. Fait à noter, le degré de maîtrise de l'inflation dans le modèle cadre avec les observations recueillies durant la période allant de 1992 à 1996, au cours de laquelle les autorités monétaires canadiennes visaient des cibles explicites à l'égard de l'inflation. En fait, l'écart-type de l'inflation mesurée par l'IPC (et par l'IPC hors alimentation et énergie) par rapport au point médian de la fourchette cible a été de 0,9 point de pourcentage entre 1992 et 1996.

L'inclusion d'un choc exogène touchant *rsI* dans les simulations stochastiques a pour effet d'accroître légèrement la volatilité de la plupart des variables du modèle; il reste que les résultats sont similaires dans l'ensemble. Ainsi, l'écart-type du taux de croissance de la production sur quatre trimestres passe de 2,7 points de pourcentage en l'absence de chocs touchant *rsI* à 3 points en présence de tels chocs, alors que l'écart-type de l'inflation passe de 0,8 à 1,1 point.

Le Tableau 3 fournit des renseignements supplémentaires sur le degré de maîtrise de l'inflation obtenu lorsqu'on a recours à la fonction de réaction du MAP. Remarquons d'abord que, dans les deux séries de simulations (avec et sans chocs propres à *rsI*), cette fonction de réaction réussit à produire un taux moyen d'inflation qui n'est pas significativement différent du taux cible. Dans les deux cas, le taux d'inflation moyen s'écarte de moins d'un demi-écart-type de la cible. Cela indique que, malgré l'asymétrie de la courbe de Phillips incorporée au modèle, une fonction de réaction symétrique suffit pour atteindre le taux d'inflation cible en moyenne.

Il est commode de mesurer la variabilité de l'inflation par rapport au taux cible au moyen du nombre de fois, en proportion, où l'inflation sort d'une plage déterminée autour de la cible. Par exemple, si *rsI* ne subit aucun choc, l'inflation se situe, selon les prévisions, en dehors de la plage de  $\pm 1$  point de pourcentage 27 % du temps, la durée médiane des écarts par rapport à cette plage étant de 4,7 trimestres. Lorsqu'on porte la plage à  $\pm 1,5$  point, la proportion des écarts tombe à seulement 9 %; les valeurs limites de l'intervalle de confiance à 95 % sont de  $\pm 1,9$  point. Si des chocs sont appliqués à *rsI*, ces plages augmentent toutes légèrement. Plus précisément, l'inflation se situe maintenant 38 % du temps hors de la plage de  $\pm 1$  point de pourcentage, et l'intervalle de confiance à 95 % autour du taux cible est de  $\pm 2$  points.

Ces plages sont relativement étroites si on les compare à celles qui ont été obtenues dans les études antérieures consacrées aux États-Unis, au

Canada, à l'Australie et au Royaume-Uni. Taylor (1979) et Fuhrer (1994) estiment à environ  $\pm 3,5$  points de pourcentage l'intervalle de confiance à 95 % autour du taux cible dans le cas des États-Unis, tandis que Fillion et Tetlow (1994) ainsi que Crawford et Kasumovich (1996) aboutissent à des chiffres analogues dans le cas du Canada. Stevens et Debelle (1995) concluent que, dans le cas de l'Australie, l'intervalle de confiance à 95 % se situe entre  $\pm 2,4$  et  $\pm 3,6$  points pour l'inflation. En ce qui concerne le Royaume-Uni, Haldane et Salmon (1995) obtiennent des plages beaucoup plus larges, qui vont de  $\pm 7$  à  $\pm 9,5$  points. Nos résultats sont donc beaucoup plus encourageants pour ce qui est des perspectives de maîtrise de l'inflation<sup>24</sup>.

Le Tableau 3 permet aussi de comparer le comportement de l'économie en matière de production avec et sans chocs touchant *rsI*. L'introduction de ces chocs dans les simulations fait passer l'écart-type de l'écart de production de 2,7 à 3,3 %. En raison de l'asymétrie de la courbe de Phillips dans le modèle, la variabilité de la production se répercute sur son niveau moyen par rapport à la mesure déterministe de la production potentielle<sup>25</sup>. Que *rsI* subisse ou non des chocs, la moyenne de l'écart de production est négative, mais la valeur absolue de cet écart moyen est plus élevée quand la production présente une variabilité supérieure. Cet écart moyen négatif est dû au fait que l'inflation est plus sensible à un excédent de la demande qu'à un excédent de l'offre, de sorte que les excédents cumulatifs de l'offre dans le modèle (quand la production est comparée à la mesure déterministe de son potentiel dans le modèle) doivent dépasser les excédents cumulatifs de la demande si l'on veut empêcher l'inflation de dériver à la hausse. Dans les simulations où des chocs sont imprimés à *rsI*, le niveau moyen de la production qui peut être atteint avec le temps est inférieur de 1,5 % au niveau déterministe de la production potentielle (c'est-à-dire la production moyenne qui pourrait être obtenue à terme si la variabilité de la production était nulle). En l'absence de chocs propres à *rsI*, l'écart de production moyen est à peu près deux fois plus faible.

Un dernier commentaire au sujet du Tableau 3 : la troisième colonne présente les résultats obtenus lorsqu'on inclut un choc propre à *rsI*, mais que les perturbations touchant les six variables sont, par hypothèse,

---

24. Dans le cas de la Nouvelle-Zélande, Turner (1996) conclut que l'intervalle de confiance à 95 % est d'un peu plus de  $\pm 1,5$  point de pourcentage. Cette plage est en fait un peu plus étroite que la fourchette que nous obtenons pour le Canada. Il faut cependant signaler que la mesure de l'inflation utilisée par Turner est celle de l'inflation fondamentale ou sous-jacente retenue par la Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande; or, cette mesure est beaucoup moins volatile que l'IPC global, que nous utilisons ici.

25. Pour une analyse de cette question, voir Laxton, Rose et Tetlow (1993b). Voir aussi Laxton, Meredith et Rose (1995), Clark, Laxton et Rose (1996 et 1997), Debelle et Laxton (1996) ainsi que Clark et Laxton (1997).

**Tableau 3****Variabilité de l'inflation et de la production avec la règle du MAP**

	Sans chocs touchant <i>rsl</i>	Avec chocs touchant <i>rsl</i>	Avec chocs touchant <i>rsl</i> , mais sans corrélations croisées
REQM( $\pi c_4 - \pi^*$ )	0,85	1,06	1,60
Écart-type ( $\pi c_4$ )	0,85 (0,20)	1,05 (0,20)	1,60 (0,23)
MOYENNE( $\pi c_4 - \pi^*$ )	0,02 (0,20)	- 0,11 (0,32)	- 0,02 (0,59)
REQM( <i>écarty</i> )	2,87	3,67	3,26
Écart-type ( <i>écarty</i> )	2,67 (0,67)	3,33 (0,77)	2,99 (0,68)
MOYENNE( <i>écarty</i> )	- 0,90 (0,67)	- 1,45 (0,73)	- 1,17 (0,82)
% du temps hors de la plage			
± 1,0	27	38	58
± 1,5	9	17	40
± 2,0	3	5	25
± 2,5	0	0	13
Durée médiane, en trimestres, des écarts par rapport à la plage			
± 1,0	4,7	5,9	7,0
± 1,5	4,2	4,1	6,8
± 2,0	2,2	3,0	5,2
± 2,5	0,0	0,5	4,5

Nota : La REQM est la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne. L'erreur quadratique moyenne de l'inflation est la variance de cette dernière plus le carré des écarts de l'inflation par rapport à la cible. Comme dans le cas des autres moments, la REQM indiquée est calculée par détermination de la REQM pour chacune des séries générées sur les 128 périodes, puis établissement de la moyenne des 10 séries. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

indépendantes les unes des autres. Autrement dit, les chocs sont corrélés dans le temps (conformément à un processus AR(1) estimé à partir des réactions générées par le VAR), mais non corrélés entre eux<sup>26</sup>. Cette simulation illustre l'effet de chocs affichant une corrélation croisée sur les résultats obtenus dans le scénario de base. Ainsi que nous l'avons indiqué, lorsqu'on impose une condition d'indépendance aux chocs, l'écart-type de l'inflation est plus élevé que lorsque les chocs sont corrélés entre eux, tandis que l'écart-type est plus faible pour la production. Il semblerait donc qu'il existe une corrélation positive entre les chocs de demande et d'offre globales. Dans la mesure où les corrélations croisées entre les chocs tirés de notre VAR ne reflètent pas la structure fondamentale de l'économie, les résultats des deux premières colonnes pourraient sous-estimer le problème de maîtrise de l'inflation, à la marge.

26. Les écarts-types des chocs sont mis à l'échelle de manière à être identiques dans les deuxième et troisième colonnes du Tableau 3.

## **4 Les possibilités d'amélioration de la maîtrise de l'inflation et leurs conséquences**

### **4.1 Les fonctions de réaction de la catégorie EP-I**

D'après les résultats que nous venons de présenter, il semble que la fonction de réaction retenue dans le MAP constitue une règle raisonnable en ce sens qu'elle permet de bien maîtriser l'inflation (en fait, très bien lorsqu'on la compare aux résultats effectivement observés entre 1961 et 1992), tout en engendrant, pour les autres variables telles que la production, les taux d'intérêt et le taux de change réel, une volatilité qui est conforme ou inférieure à la volatilité observée dans le passé. La règle du MAP ne reflète cependant que l'un des paramétrages possibles des règles de la catégorie EP-I. Or, il en existe peut-être d'autres qui produiraient des résultats plus souhaitables. C'est la possibilité que nous étudierons ici.

Nous nous penchons en particulier sur les fonctions de réaction de la catégorie EP-I afin de voir si les règles de ce type sont supérieures à la règle du MAP en ce sens qu'elles réduisent à la fois la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de l'inflation par rapport à son niveau cible et celle de la production par rapport au niveau déterministe de la production potentielle. Nous nous servons de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) plutôt que de l'écart-type dans le but de regrouper l'information disponible sur l'efficacité des diverses fonctions de réaction sous l'angle des niveaux moyens d'inflation et de production qu'elles produisent, ainsi que sous celui de la variabilité de l'inflation et de la production par rapport à ces niveaux moyens. Par exemple, une fonction de réaction qui ne permet pas d'atteindre le taux d'inflation cible en moyenne ou qui permet une forte variabilité de l'inflation se trouvera pénalisée. L'utilisation de la REQM revêt une importance particulière dans le cas de l'écart de production, puisqu'une réduction de son écart-type aura également tendance à réduire l'écart moyen négatif de la production qui est dû à l'asymétrie du processus d'ajustement des prix. Étant donné que le bien-être économique dépend autant du niveau moyen de la production que de sa variabilité, nous sommes d'avis que la REQM constitue un critère plus approprié. Nous sommes néanmoins conscients que l'attribution d'une pondération identique au niveau et à la variabilité d'une variable est arbitraire (et sous-évalue probablement les effets en niveau par rapport à leurs répercussions sur le bien-être).

Afin que le problème reste maniable sur le plan des calculs requis, nous avons limité notre analyse aux règles de la catégorie EP-I qui sont fondées, à l'instar de la règle du MAP, sur une moyenne mobile de deux périodes de l'écart anticipé de l'inflation par rapport à son niveau cible.

Plus précisément, nous effectuons des simulations stochastiques à l'aide de fonctions de réaction de la forme

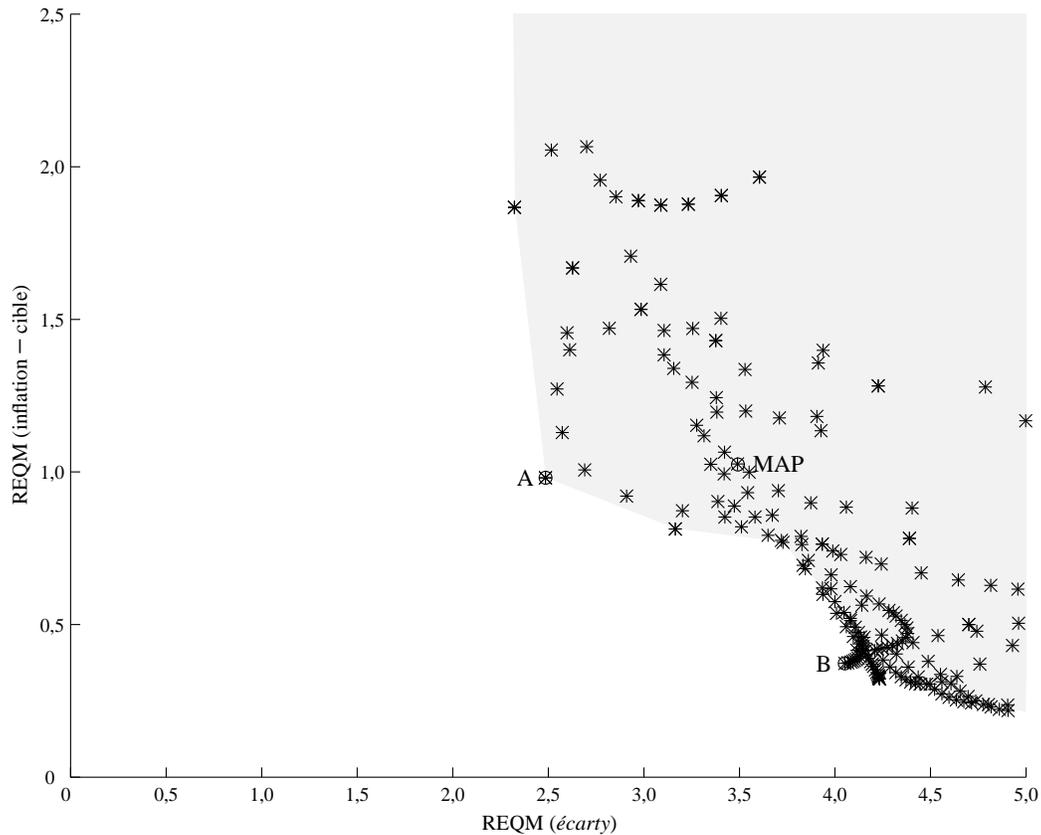
$$rsl = rsl^* + \theta[1,6 \cdot (\pi c_4(j) - \pi^*) + 1,8 \cdot (\pi c_4(j+1) - \pi^*)] + \xi^{rsl}, \quad (6)$$

et faisons varier  $\theta$ , le facteur de pondération des écarts anticipés de l'inflation par rapport à son niveau cible (soit un multiple des pondérations retenues dans le scénario de base), et  $j$ , le nombre de trimestres futurs que les autorités monétaires choisissent comme horizon pour évaluer l'écart anticipé de l'inflation par rapport au niveau visé. La règle du MAP correspond au cas particulier où  $\theta = 1$  et  $j = 7$ . Les simulations ont été effectuées pour des horizons allant jusqu'à dix trimestres ( $j = 0, 1, 2, \dots, 10$ ); pour chaque valeur de  $j$ , 26 valeurs différentes de  $\theta$ , allant de 0,25 à 20, ont été envisagées. Des simulations stochastiques ont donc été menées pour 286 fonctions de réaction différentes de la catégorie EP-I. Pour maintenir les calculs dans des limites raisonnables, nous avons ramené le nombre de séries de valeurs générées de 10 à 4 et la durée des simulations de 136 à 64 périodes (en éliminant de nouveau les huit premières périodes). Cela représente quand même 73 216 simulations ( $286 \times 4 \times 64$ )<sup>27</sup>. Les chocs imprimés aux variables non monétaires étaient tirés du VAR, et le choc exogène appliqué à  $rsl$  a été fixé à la moitié de son écart-type historique (comme aux colonnes « avec chocs touchant  $rsl$  » aux Tableaux 2 et 3).

Les résultats de ces simulations sont résumés à la Figure 2. Pour chacune des 286 fonctions de réaction envisagées, la REQM de l'écart de l'inflation par rapport à son niveau cible est représentée en ordonnée, et la REQM de l'écart de production en abscisse<sup>28</sup>. L'enveloppe de ces points est ombrée afin de donner une idée générale de l'espace couvert par les fonctions de réaction de cette catégorie. Le long de rayons partant de l'origine, les points situés plus près de cette dernière sont « meilleurs » en ce

27. Il s'agit là d'un problème de calcul d'envergure. Il aurait fallu mobiliser notre serveur de calcul Sun Sparc Ultra pendant environ cinq jours sans interruption pour exécuter toutes ces simulations. Nous avons heureusement pu répartir le travail entre 26 stations Sparc Ultra exploitées simultanément. Pour chaque  $j$ , les 26 valeurs de  $\theta$  ont été réparties entre les 26 ordinateurs. Grâce à quoi, les 73 216 simulations ont été effectuées en dix heures environ.

28. Il y a en fait un peu moins de 286 points dans la Figure parce que certains sortent de la feuille et que, pour certaines fonctions de réaction, les simulations ne convergeaient pas dans le cas de quelques tirages; nous avons alors éliminé le point correspondant. Les échecs ont été assez peu fréquents et, lorsqu'ils se sont produits, nous les avons considérés comme la preuve que la fonction de réaction correspondante ne pouvait produire de résultats acceptables.

**Figure 2****Frontière efficace des fonctions de réaction de la catégorie EP-I dans l'espace inflation-production**

sens qu'ils produisent des REQM plus faibles pour l'inflation et l'écart de production. Les points les plus proches de l'origine sont considérés comme représentant la « frontière efficace » pour la catégorie envisagée de fonctions de réaction, puisque pour chacun de ces points il n'en existe aucun qui présente une REQM plus faible pour les deux variables.

Le point noté MAP à la Figure 2 correspond au résultat obtenu à l'aide de la fonction de réaction de base du MAP. Il convient de noter que ce point n'est pas situé sur la frontière efficace; de nombreux points se trouvent au sud-ouest du point MAP. Tous ces points sont caractérisés par le fait que la pondération attribuée, dans la fonction de réaction, à l'écart anticipé de l'inflation par rapport à son niveau cible est plus importante que selon la règle du MAP (c'est-à-dire que  $\theta > 1$ ). Par conséquent, en réagissant plus vigoureusement aux écarts de l'inflation par rapport à son niveau cible, les

autorités monétaires peuvent réduire la REQM des deux variables. Cela est probablement dû au fait que, quand la demande subit un choc, les autorités essaient de contrecarrer l'inflation en empêchant l'écart de production de se creuser. Le fait que la fonction de réaction de base du MAP ne soit pas située sur la frontière efficace indique que les chocs de demande résultant du VAR que nous avons estimé ont des effets suffisamment importants et persistants pour qu'une règle plus vigoureuse parvienne à diminuer à la fois la variabilité de l'inflation et de la production.

Le long de la frontière efficace des fonctions de réaction de la catégorie EP-I, on observe généralement un arbitrage entre la REQM de l'inflation et celle de l'écart de production, du genre de celui signalé par Taylor (1979 et 1994), encore que l'arbitrage que nous obtenons ne soit pas toujours convexe par rapport à l'origine. Cet arbitrage est dû à au moins deux raisons. En premier lieu, comme le souligne Taylor, même si la maîtrise de l'inflation en présence de chocs de demande oblige les autorités à atténuer les fluctuations cycliques de l'écart de production, en cas de choc de prix (c'est-à-dire de déplacement de la courbe de Phillips dotée d'anticipations), le fait de ramener l'inflation à son niveau cible aura tendance à creuser l'écart de production à court terme, d'où un arbitrage entre la volatilité de la production et celle de l'inflation. Dans les modèles dynamiques où les cibles ne peuvent être atteintes au cours de la période en cours, l'arbitrage s'explique par une deuxième raison. Même s'il n'existe que des chocs de demande, lorsque la réaction des autorités monétaires se fait de plus en plus vigoureuse, il arrive un point où un contrôle plus serré de l'inflation à court terme commencera à provoquer des cycles secondaires plus marqués de la production. Par conséquent, même si une fonction de réaction plus vigoureuse peut permettre de mieux stabiliser l'inflation, les cycles secondaires de la production induits par cette politique commenceront à déstabiliser la production, d'où un arbitrage.

Les points notés A et B à la Figure 2, qui sont tous deux situés sur la frontière efficace, représentent des bornes bien différentes de cet arbitrage. Fait à signaler, ces deux points correspondent aussi à des fonctions de réaction très différentes. Au point A,  $j = 8$  et  $\theta = 3,5$ , tandis qu'au point B,  $j = 4$  et  $\theta = 20$ <sup>29</sup>. Le Tableau 4 fournit des renseignements plus détaillés sur

---

29. Comme le point B correspond à la valeur la plus élevée de  $\theta$  que nous ayons envisagée, nous avons également effectué quelques simulations au moyen de valeurs un peu plus élevées de  $\theta$  pour  $j = 4$ ; les résultats obtenus étaient à peu près les mêmes que pour le point B. De fait, comme l'indique la densité des points situés au voisinage de B, il existe un éventail relativement large de fonctions de réaction qui produisent des résultats similaires. Toutes ces fonctions se caractérisent par une faible valeur de  $j$  (de deux à quatre trimestres). Les points situés sur la frontière à la droite de B correspondent généralement à des horizons plus rapprochés, tandis que ceux qui se trouvent à la gauche de B (en allant jusqu'à A) s'accompagnent d'un horizon plus long (de cinq à huit trimestres).

le comportement stochastique de l'économie dans le cas des fonctions de réaction correspondant aux points A et B, de même que pour la règle du MAP. Afin de rendre les points A et B comparables à cette règle et d'accroître la précision des calculs, nous avons repris les simulations pour ces points mais en générant cette fois 10 séries pour les 128 périodes utilisables<sup>30</sup>.

Une comparaison de la fonction de réaction correspondant au point A et de la règle du MAP montre que les deux règles produisent des résultats analogues au chapitre de la maîtrise de l'inflation. L'avantage de la première règle par rapport à celle du MAP se situe sur le plan de la variabilité de l'écart de production. Lorsqu'on remplace la règle du MAP par celle qu'illustre le point A, l'écart-type de l'écart de production passe de 3,3 à 2,5 %, ce qui réduit d'à peu près la moitié (de - 1,5 à - 0,8 % du potentiel) l'écart moyen de la production. Il s'agit là d'une amélioration importante sur le plan économique. La fonction de réaction plus vigoureuse illustrée par le point A produit une variabilité supérieure des taux d'intérêt — l'écart-type de *rsl* passe de 1,8 point de pourcentage dans le cas de la règle du MAP à 2,6 points au point A, tandis que celui de *rn* passe de 3,3 à 4,6 points. Comme le montre le Tableau 2, l'écart-type de *rn* est de 3,5 d'après les données historiques, de sorte que les taux nominaux sont très variables au point A. Par conséquent, on peut peut-être considérer la règle du MAP comme efficace si la variabilité des taux d'intérêt est jugée indésirable. Toutefois, comme la variabilité du taux de change réel est plus faible au point A, l'emploi de la règle du MAP ne peut se justifier que si l'on postule que la volatilité des taux d'intérêt est plus nuisible que celle du taux de change.

Lorsqu'on passe du point A au point B, on obtient une meilleure maîtrise de l'inflation au prix d'une plus forte variabilité de l'écart de production. Au point B, l'écart-type de l'inflation est ramené à seulement 0,4 point de pourcentage, de sorte que l'inflation se situerait à l'extérieur d'une plage de  $\pm 1$  point *seulement un pour cent du temps*. Cette amélioration spectaculaire sous l'angle de la maîtrise de l'inflation se paie toutefois assez cher, la variabilité de la production au point B étant bien supérieure à ce qu'elle est au point A (et supérieure aussi, mais dans une moindre mesure, à ce qu'elle est selon la règle du MAP). Lorsqu'on passe de A à B, l'écart-type de l'écart de production passe de 2,5 à 3,8 %.

---

30. Aussi les résultats du Tableau 4 ne concordent-ils pas exactement avec ceux illustrés à la Figure 2. Ils en sont toutefois relativement voisins; nous sommes par conséquent d'avis que les simulations reposant sur la création de seulement quatre séries de valeurs sur 56 périodes ne sont pas entachées de graves distorsions de niveau.

**Tableau 4****Comparaison de quelques fonctions de réaction de la famille EP-I**

	Règle de base du MAP j = 7, $\theta = 1,0$	Point A j = 8, $\theta = 3,5$	Point B j = 4, $\theta = 20$
REQM( $\pi c_4 - \pi^*$ )	1,06	1,16	0,40
Écart-type ( $\pi c_4$ )	1,05 (0,20)	1,14 (0,19)	0,40 (0,05)
Moyenne( $\pi c_4 - \pi^*$ )	- 0,11 (0,32)	- 0,18 (1,08)	- 0,01 (0,11)
REQM( <i>écarty</i> )	3,67	2,76	4,07
Écart-type ( <i>écarty</i> )	3,33 (0,77)	2,46 (0,46)	3,80 (0,78)
Moyenne( <i>écarty</i> )	- 1,45 (0,73)	- 0,77 (1,13)	- 1,30 (0,90)
Écart-type ( <i>rsl</i> )	1,80 (0,27)	2,56 (0,38)	4,26 (0,33)
Écart-type ( <i>rn</i> )	3,30 (0,61)	4,64 (0,84)	6,69 (0,48)
Écart-type ( <i>z</i> )	4,66 (0,84)	3,51 (0,66)	4,98 (0,88)
% du temps hors de la plage			
± 1,0	38	47	1
± 1,5	17	30	0
± 2,0	5	18	0
Durée médiane, en trimestres, des écarts par rapport à la plage			
± 1,0	5,9	10,6	1,5
± 1,5	4,1	9,1	0,0
± 2,0	3,0	6,2	0,0

Nota : La REQM est la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne. L'erreur quadratique moyenne de l'inflation est la variance de cette dernière plus le carré des écarts de l'inflation par rapport à la cible. Comme dans le cas des autres moments, la REQM est calculée par détermination de la REQM pour chacune des séries générées sur les 128 périodes, puis établissement de la moyenne des 10 séries. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Les résultats très différents illustrés aux points A et B sont dus aux mécanismes distincts mis en œuvre dans les deux cas pour maîtriser l'inflation. Avec la fonction correspondant au point A (comme avec la règle du MAP), l'horizon adopté par les autorités pour évaluer l'écart de l'inflation par rapport à son niveau cible et y réagir est relativement éloigné. À cet horizon, les autorités comptent surtout sur les effets des variations des taux d'intérêt à court terme et du taux de change sur l'écart de production pour maîtriser l'inflation, les fluctuations de ce dernier se répercutant ensuite sur l'inflation. Étant donné que ce mécanisme de transmission prend environ deux ans à faire sentir ses effets, la maîtrise de l'inflation manque quelque peu de précision, mais, comme elle est obtenue par une atténuation des fluctuations cycliques de la production, la variabilité de cette dernière est relativement faible. À l'inverse, l'horizon de maîtrise de l'inflation n'est que de quatre à cinq trimestres dans la règle correspondant au point B. À cet horizon, la politique monétaire ne peut guère influencer sur l'inflation par

l'intermédiaire de l'écart de production, mais, étant donné l'importance relative des importations dans la consommation, elle peut agir sur l'inflation par l'effet qu'elle exerce sur le taux de change. Si, par exemple, les autorités monétaires s'attendent à ce que l'inflation soit supérieure au taux cible dans quatre à cinq trimestres, elles feront monter les taux d'intérêt, ce qui provoquera une appréciation de la monnaie nationale. Cette appréciation se traduira par une baisse des prix à la consommation au cours des quelque douze prochains mois, ce qui ramènera l'inflation à son niveau cible<sup>31</sup>. Cependant, pour toutes les valeurs de  $\theta$  que nous avons envisagées, les règles caractérisées par un horizon rapproché (de zéro à cinq trimestres) produisent une volatilité de la production beaucoup plus forte que les règles faisant intervenir l'écart de production dans le processus de transmission de la politique monétaire (règles dotées d'un horizon de sept à neuf trimestres). Pour des valeurs élevées de  $\theta$ , les règles « à horizon rapproché » se situent sur la frontière efficace, puisqu'elles engendrent une plus faible variabilité de l'inflation que les règles axées sur un horizon plus long. Cependant, comme on peut s'y attendre, les règles « à horizon rapproché » caractérisées par une valeur élevée de  $\theta$  produisent non seulement une variabilité considérable de la production mais aussi une forte volatilité des taux d'intérêt et du taux de change.

Cette forte volatilité des taux d'intérêt nominaux au point B fait également ressortir un problème possible, qui tient au caractère plus ou moins réaliste de la règle correspondant à ce point. Lorsque les autorités visent une inflation de 2 % et que le taux d'intérêt réel d'équilibre est d'environ 3 %, le taux d'intérêt nominal moyen se situe à environ 5 %. Au point B, l'écart-type du taux d'intérêt nominal s'élève à 6,7 points de pourcentage, de sorte que le taux nominal est bien souvent négatif dans nos simulations. Étant donné que la monnaie n'est pas explicitement représentée dans le modèle, un taux nominal négatif ne cause pas de problème

---

31. La Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande a eu largement recours au taux de change pour combattre l'inflation. Voici la description que Grimes et Wong (1994) donnent du cadre de politique monétaire de la Banque de réserve : « La politique monétaire vise explicitement à maintenir la stabilité des prix, sans aucune cible intermédiaire officielle. Le taux de change sert toutefois de moyen de calage afin de déterminer les conditions monétaires appropriées (le niveau des réserves bancaires) permettant d'atteindre la cible fixée à l'égard de l'inflation, étant donné les autres influences prévues qui s'exercent sur cette dernière. » (Traduction, p. 195 de l'anglais) Il est également clair que l'importance accordée au taux de change reflète l'influence qu'il exerce sur les prix : « le taux de change est le principal indicateur qui sert à la détermination des modifications à apporter aux conditions monétaires lorsque l'inflation prévue s'écarte de la fourchette cible. Cela tient non pas à l'importance intrinsèque qu'aurait le taux de change, mais à la forte influence qu'il est réputé exercer sur le niveau futur des prix; il offre l'avantage supplémentaire de pouvoir être suivi en permanence. » (Grimes et Wong, 1994, p. 181-182)

particulier ici. Cependant, dans un modèle plus riche dans lequel la demande de monnaie deviendrait illimitée (ou, à tout le moins, pourrait atteindre des valeurs très élevées) à mesure que le taux d'intérêt nominal se rapprocherait de zéro, le taux d'intérêt nominal ne deviendrait pas négatif. Cela réduirait certainement le degré de maîtrise de l'inflation que l'on pourrait en fait obtenir à l'aide de la fonction de réaction correspondant au point B et souligne aussi l'importance que peut revêtir l'« effet Summers » (Summers, 1991) lorsque les autorités décident à la fois de viser un faible taux d'inflation et de maintenir la hausse des prix dans une plage très étroite autour du taux cible<sup>32</sup>.

Une dernière caractéristique à noter, dans les résultats illustrés à la Figure 2, est la concavité des points situés entre A et B par rapport à l'origine. Cette concavité semble tenir au fait que le délai de réduction de l'inflation est d'environ un an (horizon de la règle correspondant au point B) lorsqu'on agit sur le taux de change et d'environ deux ans (horizon de la règle correspondant au point A) lorsqu'on agit sur l'écart de production, mais que, entre ces deux horizons, les règles de maîtrise de l'inflation sont moins efficaces<sup>33</sup>.

## 4.2 Les fonctions de réaction de la catégorie C-IY

Les règles de la catégorie EP-I sont loin d'être les seules. La littérature consacrée aux règles de conduite de la politique monétaire est abondante et aborde un grand nombre de types différents de pratiques d'intervention<sup>34</sup>. Parmi elles, une règle ayant pour cible le revenu nominal est fréquemment préconisée, en raison du bon équilibre qu'elle réalise entre la tenue de la production et celle des prix (voir p. ex. Meade, 1978, Tobin, 1980, et McCallum, 1984). Récemment, Taylor (1993 et 1994) a popularisé une version de cette règle dans laquelle le taux d'intérêt réel réagit avec une force égale aux valeurs contemporaines de l'inflation par rapport à son niveau cible et de l'écart de production. La règle de Taylor ainsi que ses

---

32. Black, Coletti et Monnier (dans les présents actes) concluent que l'effet Summers est rarement contraignant et que ses répercussions sur le plan du bien-être sont mineures dans le cas d'un taux d'inflation cible de 2 % lorsqu'on utilise la règle de politique monétaire du MTP (qui est analogue à la règle du MAP). Nos résultats donnent à penser que l'effet Summers pourrait avoir des conséquences plus importantes sous l'angle du bien-être lorsqu'on choisit d'autres règles de politique monétaire, mais nous réservons l'analyse de cette question pour l'avenir.

33. Pour voir si nous pouvions obtenir des points situés sur une droite tracée entre A et B, nous avons essayé des combinaisons linéaires des règles correspondant à ces deux points. Nous avons constaté que les points ainsi obtenus étaient moins éloignés de l'origine que la zone ombrée située entre A et B à la Figure 2, mais que la frontière résultante était encore concave entre les deux points.

34. Un recensement récent de ces études est fourni par McCallum (1997).

généralisations qui permettent d'attribuer des pondérations différentes aux valeurs contemporaines de l'inflation et de l'écart de production (que nous appellerons les règles C-IY) ont beaucoup retenu l'attention, notamment dans les banques centrales (voir p. ex. Judd et Motley, 1991, Fuhrer, 1994, Haldane et Salmon, 1995, Stevens et Debelle, 1995, Levin, 1996, ainsi que Tetlow et von zur Muehlen, 1996).

Sur le plan théorique, des études récentes de Svensson (1996b) et Ball (1997) comparent les règles des catégories EP-I et C-IY. Svensson et Ball démontrent tous deux que les règles de la première catégorie sont équivalentes, sur le plan analytique, à celles de la catégorie C-IY dans un petit modèle *linéaire* formalisant une économie fermée. La raison en est que, dans leur modèle simple, l'écart de production courant et le taux d'inflation courant permettent de bien prévoir l'inflation future. Par conséquent, même si les autorités cherchent uniquement à minimiser l'écart entre l'inflation prévue et le taux cible, la règle accordera une certaine pondération à l'écart de production courant lorsqu'elle est exprimée en fonction des variables contemporaines.

Dans le MAP, par contre, les règles des catégories C-IY et EP-I ne sont pas équivalentes de ce point de vue, puisque le modèle n'est pas linéaire et que l'ouverture de l'économie modélisée se traduit par une importante influence du taux de change sur l'inflation. En outre, Clark, Laxton et Rose (1996 et 1997) ont démontré que, dans un petit modèle d'économie fermée, l'efficacité des règles fondées sur les valeurs contemporaines peut varier beaucoup selon que le modèle est ou non linéaire. Il est donc intéressant de comparer les règles des catégories EP-I et C-IY.

Afin de comparer ces règles dans le cadre non linéaire d'économie ouverte du MAP, nous avons calculé la frontière efficace des règles de la forme

$$rsl = rsl^* + \delta(\pi c_4 - \pi^*) + \lambda(\text{écart}_y). \quad (7)$$

Ces règles revêtent la même forme générale que celle de Taylor, à une importante différence près. Dans la règle de Taylor, les autorités agissent sur le taux d'intérêt réel (plutôt que sur l'écart de taux), considéré comme égal au taux d'intérêt nominal diminué du taux d'inflation sur les quatre derniers trimestres. Taylor (1993) fait valoir que, si l'on accorde une pondération égale (0,5) à l'inflation et à l'écart de production, la règle obtenue représente bien la politique d'intervention passée de la Réserve fédérale des États-Unis.

Nous examinons la frontière efficace des règles revêtant la forme de l'équation (7) en faisant varier les pondérations de l'inflation,  $\delta$ , et de l'écart de production,  $\lambda$ . Plus précisément, nous envisageons 10 valeurs différentes, situées entre 0,5 et 10, pour  $\lambda$  et 26 valeurs, allant de 0,25 à 20, pour  $\delta$ .

Comme dans le cas précédent, pour tracer la frontière dans son intégralité, les moments calculés pour chaque jeu de paramètres sont fondés sur la création de 4 séries artificielles de valeurs couvrant 56 trimestres; nous répétons les simulations pour certains points qui nous intéressent en générant 10 séries de valeurs sur 128 trimestres. La Figure 3 illustre la frontière efficace des règles de la catégorie C-IY, ainsi que celle déjà obtenue pour les règles EP-I; des résultats plus précis et plus détaillés sont présentés au Tableau 5 pour certaines règles C-IY qui nous intéressent particulièrement. Plusieurs points méritent d'être notés.

En premier lieu, les règles C-IY situées le long de la frontière s'accompagnent toutes de coefficients élevés par rapport à ceux de Taylor (0,5 et 0,5)<sup>35</sup>. Par exemple, les pondérations correspondant aux points C, D et E de la Figure 3 vont de 9 à 12 pour l'inflation et de 2 à 6 pour la production. En fait, avec les coefficients de Taylor, la règle C-IY a une REQM de 3,3 points de pourcentage pour l'inflation, ce qui la fait sortir de la Figure 3. Travaillant avec des modèles de l'économie américaine, Fuhrer (1994), Levin (1996), Tetlow et von zur Muehlen (1996) ainsi que Clark, Laxton et Rose (1997) concluent eux aussi que les règles efficaces de la famille de Taylor ont des coefficients beaucoup plus élevés que ceux obtenus par Taylor.

En second lieu, signalons que les règles C-IY couvrent un éventail plus large de résultats dans l'espace des REQM de l'inflation et de la production, mais que dans l'espace également couvert par les règles de la catégorie EP-I, les frontières efficaces sont relativement similaires pour les deux catégories. Les règles de la catégorie EP-I semblent un peu plus efficaces au voisinage du point A à la Figure 3, mais la différence ne se révèle pas suffisamment importante pour être significative, étant donné le caractère stochastique des simulations et le nombre limité des séries de valeurs générées<sup>36</sup>.

Les résultats présentés aux Tableaux 4 et 5 révèlent que cette similitude des règles C-IY et EP-I dans l'espace des REQM de l'inflation et de la production masque certaines différences importantes. Nous observons en particulier que, si les règles de la catégorie EP-I permettent généralement d'atteindre le taux d'inflation cible en moyenne, celles de la famille C-IY

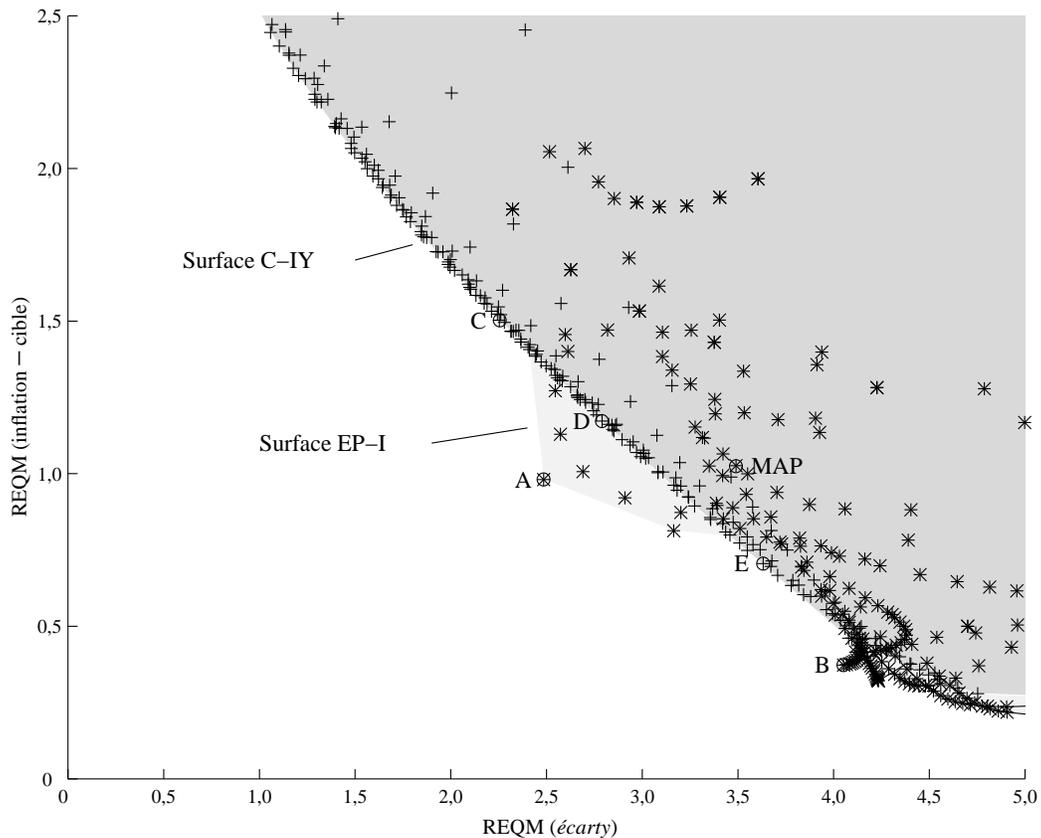
---

35. Il faut toutefois se rappeler que, dans nos règles C-IY, c'est l'écart de taux de rendement — et non le taux d'intérêt réel, comme dans la formulation initiale de Taylor — qui sert de variable monétaire.

36. Cela ressort bien lorsqu'on compare les moments relatifs aux points A et D aux Tableaux 4 et 5 respectivement. À la Figure 3 (où les calculs reposent sur 4 séries couvrant 56 trimestres), le point A paraît supérieur au point D, mais, dans les deux tableaux en question (fondés sur 10 séries couvrant 128 trimestres), les deux points paraissent très semblables en ce qui concerne les REQM de la production et de l'inflation.

Figure 3

### Frontières efficaces des fonctions de réaction des catégories C-IY et EP-I dans l'espace inflation-production



produisent un écart systématiquement positif de l'inflation par rapport au taux cible. Au point D, par exemple, le taux d'inflation moyen est de 0,4 point de pourcentage supérieur au taux cible<sup>37</sup>. Ce biais est dû à l'asymétrie de la courbe de Phillips. Avec une courbe de Phillips convexe, le niveau déterministe de la production potentielle  $y^*$  ne peut être atteint en moyenne sur longue période. L'écart moyen négatif de la production qui en résulte par rapport à ce niveau déterministe (écart égal à  $-0,8$  au point D)

37. Ce biais de 0,4 point est situé à 1,5 écart-type de zéro; par conséquent, il n'est pas très significatif au seuil de 5 % compte tenu de la précision de notre analyse stochastique. Il reste que cet écart positif de l'inflation constitue une caractéristique commune aux différents paramétrages des règles C-IY et que, pour les points non situés sur la frontière efficace, le biais est souvent beaucoup plus important. Par exemple, si nous retenons les pondérations de 0,5 que Taylor attribue à la production et à l'inflation, le taux d'inflation moyen est supérieur de 2,5 points de pourcentage au taux cible (avec un écart-type de 1,2 point).

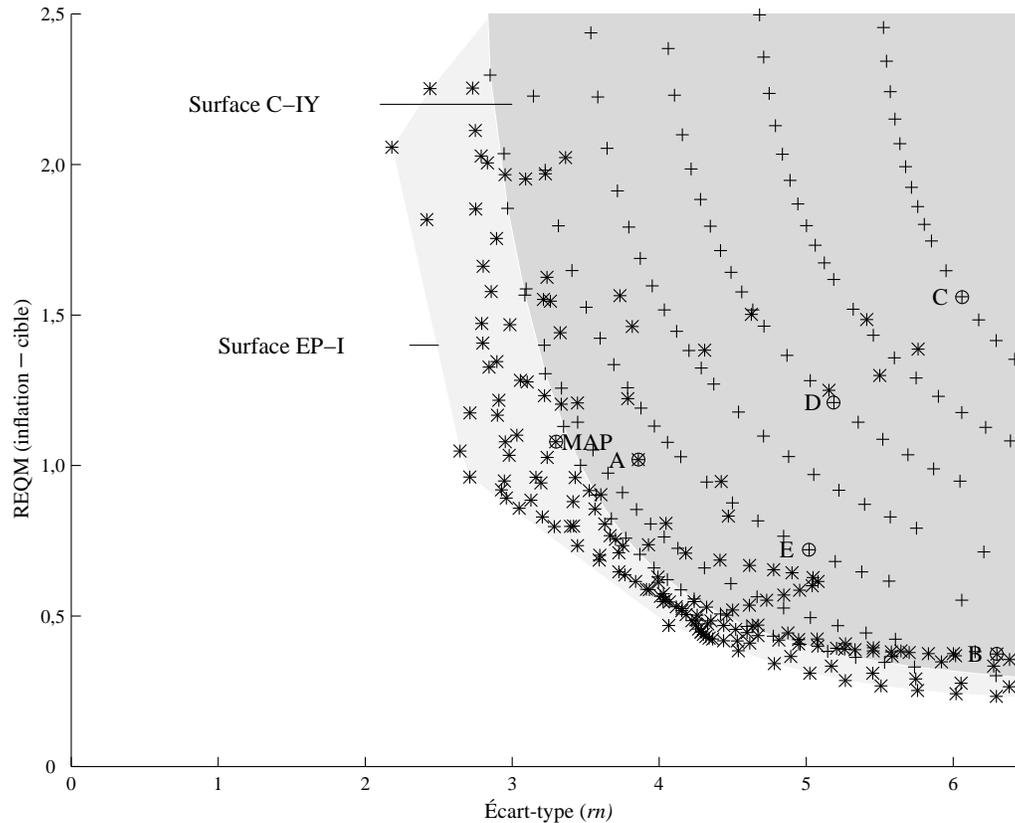
**Tableau 5****Comparaison de quelques fonctions de réaction de la famille C-IY**

	<b>Point C</b> $\lambda = 6,0, \delta = 9,0$	<b>Point D</b> $\lambda = 4,0, \delta = 10,0$	<b>Point E</b> $\lambda = 2,0, \delta = 12,0$
REQM( $\pi c_4 - \pi^*$ )	1,41	1,09	0,65
Écart-type ( $\pi c_4$ )	1,32 (0,32)	1,01 (0,23)	0,61 (0,12)
Moyenne( $\pi c_4 - \pi^*$ )	0,50 (0,39)	0,39 (0,28)	0,24 (0,15)
REQM( <i>écarty</i> )	2,28	2,78	3,60
Écart-type ( <i>écarty</i> )	2,15 (0,46)	2,61 (0,55)	3,37 (0,70)
Moyenne( <i>écarty</i> )	-0,64 (0,53)	-0,84 (0,62)	-1,16 (0,75)
Écart-type ( <i>rsl</i> )	4,23 (0,31)	3,61 (0,36)	3,70 (0,41)
Écart-type ( <i>rn</i> )	6,64 (0,44)	5,70 (0,54)	5,78 (0,57)
Écart-type ( <i>z</i> )	4,00 (0,58)	4,30 (0,62)	4,87 (0,71)
% du temps hors de la plage			
$\pm 1,0$	40	32	11
$\pm 1,5$	27	16	2
$\pm 2,0$	16	6	0
Durée médiane, en trimestres, des écarts par rapport à la plage			
$\pm 1,0$	8,3	6,9	4,2
$\pm 1,5$	7,2	6,2	2,2
$\pm 2,0$	7,1	5,8	0,0

Nota : La REQM est la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne. L'erreur quadratique moyenne de l'inflation est la variance de cette dernière plus le carré des écarts de l'inflation par rapport à la cible. Comme dans le cas des autres moments, la REQM est calculée par détermination de la REQM pour chacune des séries générées sur les 128 périodes, puis établissement de la moyenne des 10 séries. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

produit une valeur moyenne de l'instrument d'intervention des autorités monétaires qui est trop faible pour que le taux d'inflation cible soit atteint en moyenne.

La deuxième différence importante entre les deux catégories de règles est que les taux d'intérêt sont beaucoup plus volatils dans le cas des règles C-IY. Au point A, par exemple, sur la frontière EP-I, les écarts-types de *rsl* et de *rn* sont de 2,6 et de 4,6 points de pourcentage respectivement, comparativement à 3,6 et 5,7 points en D, sur la frontière C-IY. La Figure 4 illustre la volatilité supérieure des taux d'intérêt que produisent généralement les règles C-IY. Cette figure représente, en ordonnée, la REQM de l'inflation par rapport au taux cible et, en abscisse, l'écart-type du taux d'intérêt nominal pour les règles EP-I et C-IY que nous envisageons. Nous remarquons que, sous cet angle, les règles EP-I semblent supérieures, puisqu'elles présentent un assez grand nombre de points à gauche de la

**Figure 4****Frontières efficaces des fonctions de réaction des catégories C-IY et EP-I dans l'espace inflation-taux d'intérêt**

frontière efficace des règles C-IY. Notons aussi que les règles C-IY correspondant aux points C, D et E, situés sur la frontière efficace dans l'espace inflation-production, se trouvent bien au delà de cette frontière dans l'espace inflation-taux d'intérêt et bien au delà de la règle EP-I correspondant au point A.

Si l'on privilégie le moins une faible variabilité des taux d'intérêt, les règles EP-I sont de beaucoup préférables aux règles C-IY. Cette conclusion est renforcée par le fait que, quand la variabilité des taux est supérieure, les taux d'intérêt sont plus fréquemment négatifs le long de la frontière efficace des règles C-IY. Par conséquent, si des points comme A et D paraissent assez comparables dans l'espace inflation-production, le point A l'emporte probablement lorsque des taux d'intérêt nominaux négatifs ne sont pas jugés souhaitables.

L'efficacité supérieure des règles EP-I, en ce qui concerne tant la capacité d'atteindre en moyenne le taux d'inflation cible que la volatilité des taux d'intérêt, est due au fait qu'elles reposent sur la solution qui, dans le cas de l'inflation, est conforme au modèle, tandis que les règles de la catégorie C-IY font appel uniquement à des informations contemporaines sur l'inflation et la production. La solution conforme au modèle tient compte de la structure entière de celui-ci ainsi que d'autres informations utiles à l'égard de l'inflation, comme les variations du taux de change. Dans un modèle non linéaire d'économie ouverte, cela confère aux règles EP-I un avantage sur le plan de l'information qui leur permet de déclasser les règles C-IY.

## **5 Les fonctions de réaction de la catégorie EP-INP**

Nous examinerons maintenant le comportement stochastique de l'économie lorsque les autorités monétaires veulent exercer un certain contrôle sur le niveau des prix. Nous n'envisageons pas une règle en vertu de laquelle les autorités chercheraient à ancrer le niveau des prix à une valeur fixe. Nous imposons plutôt à celui-ci une stationnarité en tendance, ce qui revient à dire que les autorités s'opposent à toute dérive du niveau des prix par rapport à une trajectoire compatible avec le taux d'inflation cible et éliminent tôt ou tard cette dérive. Par conséquent, lorsqu'un choc amène l'inflation à s'écarter du taux cible, les répercussions de cet écart sur le niveau des prix doivent être effacées, ce qui implique que l'inflation ne reviendra pas de façon monotone au taux cible. Si, par exemple, un choc porte l'inflation et le niveau des prix au-dessus des niveaux visés, l'inflation devra descendre pour un temps au-dessous du taux cible afin de ramener le niveau des prix sur la trajectoire visée.

Selon un raisonnement couramment invoqué, s'il est coûteux de s'opposer aux chocs inflationnistes, il l'est encore davantage de s'astreindre à une condition supplémentaire concernant l'évolution du niveau des prix. Par conséquent, par rapport à une règle axée sur une cible en matière d'inflation, une règle fondée sur le niveau des prix se traduira par une plus grande variabilité de la production (voir Lebow, Roberts et Stockton, 1992, Fillion et Tetlow, 1994, et Haldane et Salmon, 1995). Dans ce contexte, pour justifier une politique de contrôle du niveau des prix, il faut soupeser les avantages qu'il y a à réduire l'incertitude des prix à long terme et les inconvénients d'une plus grande incertitude de la production.

Toutefois, ainsi que le soulignent Duguay (1994), Svensson (1996a) et Coulombe (dans les présents actes), ce raisonnement ne tient pas compte des modifications possibles du mode de formation des anticipations face à une évolution implicite différente des prix et de l'inflation. En particulier, si le niveau des prix ne contient pas de racine unitaire, le caractère du processus de formation des anticipations change nécessairement du tout au

tout. Nous savons par exemple qu'une prévision basée sur le minimum de l'erreur quadratique moyenne qui est tirée d'une représentation autorégressive du niveau des prix serait affectée de pondérations dont la somme serait inférieure à un (Sargent, 1971). Si les autorités s'efforçaient de contrôler aussi le niveau des prix, les agents s'attendraient à ce que le niveau des prix revienne à sa moyenne stationnaire, peut-être pas de façon monotone, mais assez rapidement pour que les anticipations d'inflation changent de signe relativement vite. Comparons cette situation à celle où l'inflation est stationnaire et le logarithme du niveau des prix a une racine unitaire. Il y aurait également retour à la moyenne dans ce cas, mais à la moyenne du taux d'inflation. Il resterait donc d'importants éléments d'extrapolation dans le processus de formation des anticipations relatives au niveau des prix. Dans le contexte des règles EP-I, où la dérive des prix n'est pas contrôlée, nous nous attendons normalement à une certaine persistance de l'inflation, ce que refléteraient les anticipations.

Afin d'examiner, dans un premier temps, si les conditions relatives au niveau des prix pourraient avoir un rôle à jouer dans une politique de stabilité des prix, nous considérerons des fonctions de réaction de la forme

$$rsl = rsl^* + \theta[1,6 \cdot (\pi c_4(8) - \pi^*) + 1,8 \cdot (\pi c_4(9) - \pi^*)] + \tau \cdot \text{écart}_{pc}(f), \quad (8)$$

où  $\text{écart}_{pc}(f)$  est la différence prévue entre les prix à la consommation dans  $f$  trimestres et la trajectoire cible des prix à la consommation — cette trajectoire étant définie par le niveau des prix à la consommation qu'implique un taux d'inflation constant de  $\pi^*$  à partir d'un point déterminé. À noter que cette fonction de réaction se ramène à une règle axée strictement sur un taux d'inflation cible lorsque  $\tau$ , le facteur de pondération de l'écart du niveau des prix, a une valeur nulle. Par conséquent, nous étudions à la marge les effets qu'a l'imposition d'une condition relative au niveau des prix. Nous avons fixé l'horizon de maîtrise de l'inflation à huit ou neuf trimestres dans le cas des règles EP-INP, ce qui correspond au point A dans la catégorie des règles EP-I. Les résultats que nous obtenons au moyen des règles EP-INP ne sont donc que partiels; dans une analyse plus complète, l'horizon de maîtrise de l'inflation pourrait lui aussi varier.

Une première façon — arbitraire, nous le reconnaissons — de corriger les anticipations pour tenir compte de l'effet possible de l'imposition d'une condition relative au niveau des prix consiste à modifier comme suit les équations exprimant l'inflation anticipée :

$$\pi^a = 0,35 \cdot (0,7 \cdot \pi(-1) + 0,3 \cdot \pi(-2)) + 0,55 \cdot \pi_4(4) + 0,1 \cdot \pi^{*a} - 0,1 \cdot \eta \cdot \text{écart}_{pc}(0). \quad (9)$$

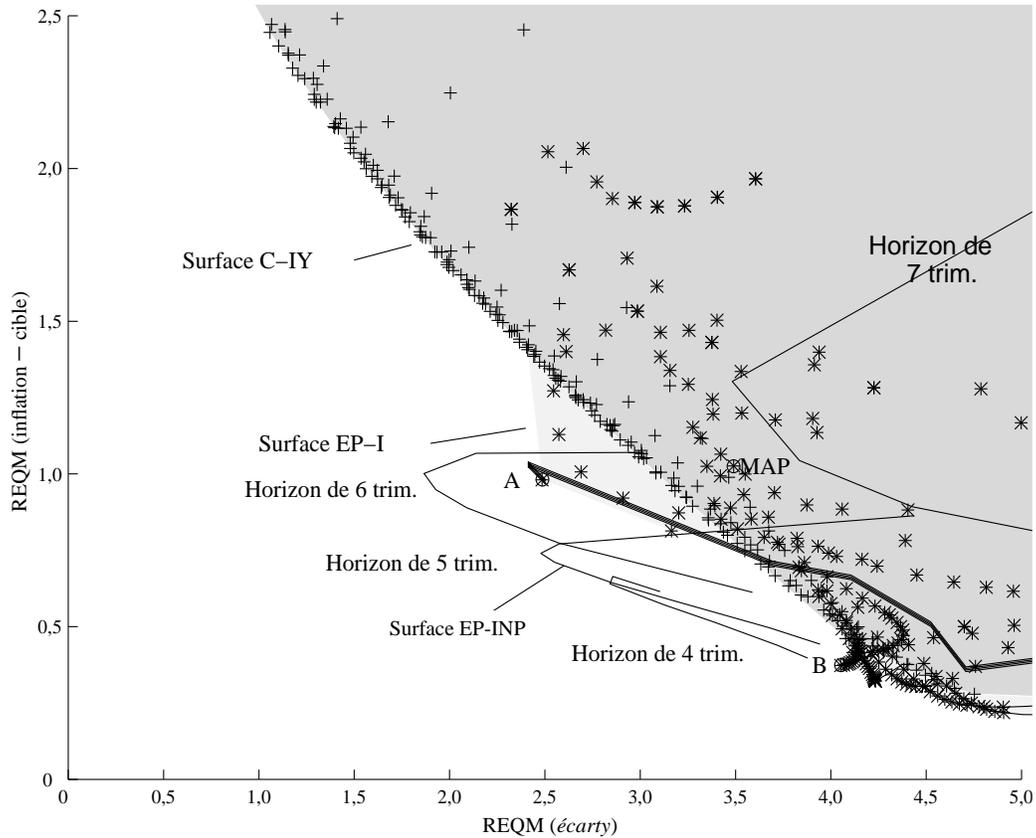
Cette nouvelle équation est semblable à l'équation (4), à ceci près que nous avons introduit un terme qui représente l'écart du niveau des prix, affecté d'une pondération de  $0,1 \cdot \eta$ . Ce terme a pour effet de réduire l'inflation anticipée, à la marge, lorsque le niveau courant des prix est supérieur au niveau cible, et de l'accroître quand le niveau des prix est inférieur au niveau cible. Quand le niveau des prix se situe au niveau cible,  $\text{écart}_{pc}$  est égal à zéro, et ce terme n'a alors aucun effet sur l'inflation attendue. De façon générale, la pondération de ce terme devrait être fonction de  $\tau$ , soit l'importance que les autorités monétaires attachent au niveau des prix dans leur fonction de réaction (voir Coulombe, dans les présents actes); cependant, pour cette première expérience, nous fixerons la pondération de la manière suivante. Le paramètre  $\eta$ , qui nous indique la rapidité avec laquelle l'écart du niveau des prix sera résorbé, a été fixé ici à 0,125; autrement dit, nous nous attendons à ce qu'un huitième de l'écart du niveau des prix soit éliminé au cours du trimestre suivant, toutes choses égales par ailleurs, de sorte qu'un écart déterminé serait résorbé à 90 % en quatre ans. Nous fixons ensuite la pondération de  $\eta \cdot \text{écart}_{pc}$  à 0,1, valeur que nous jugeons faible. À cet égard, nous considérons la correction apportée aux anticipations comme relativement mineure et tout à fait plausible.

Les fonctions de réaction EP-INP données par l'équation (8) amènent à préciser les valeurs de trois paramètres : les pondérations  $\theta$  et  $\tau$  ainsi que le nombre de périodes futures  $f$  dans le terme  $\text{écart}_{pc}$ . Nous procédons en deux temps pour définir un éventail de valeurs pour ces paramètres. Dans un premier temps, nous assignons à  $\theta$  sa valeur au point A, soit 3,5, et faisons varier  $\tau$  et  $f$ . Lorsque  $\tau = 0$ , la fonction de réaction se ramène à la règle correspondant au point A, déjà étudiée, et les résultats obtenus pour diverses valeurs de  $\tau$  et de  $f$  (illustrés à la Figure 5) doivent être comparés au point A. Les lignes fines à la Figure 5 montrent les résultats obtenus lorsque nous modifions la valeur de  $\tau$ , la pondération de la variable  $\text{écart}_{pc}$  dans la fonction de réaction; il y a une ligne par valeur de  $f$ , soit 4, 5, 6 et 7. Lorsque la règle englobe une condition relative au niveau des prix, les quatre séries artificielles ayant servi à générer la frontière des fonctions EP-I s'avèrent insuffisantes. Aussi les résultats présentés pour les règles de la catégorie EP-INP proviennent-ils de dix séries couvrant le même nombre d'années (16) que pour les points de la famille EP-I.

Deux conclusions se dégagent de cette première expérience. Tout d'abord, les règles EP-INP produisent un grand nombre de points plus proches de l'origine que ceux qui sont situés sur les frontières efficaces des deux catégories précédentes de fonctions de réaction, EP-I et C-IY. Ensuite, les résultats dépendent — ce qui est intéressant — de l'horizon choisi. Pour  $f = 4$  et  $f = 5$ , on obtient une volatilité sensiblement réduite de l'inflation, mais au prix d'une plus grande volatilité de la production par comparaison

Figure 5

Quelques résultats obtenus en contrôlant aussi le niveau des prix



avec le point A. Lorsque  $f=6$ , on peut également obtenir des points supérieurs, au sens de Pareto, au point A, en ce sens qu'ils produisent des REQM plus faibles tant en ce qui concerne l'écart de l'inflation par rapport au taux cible que pour ce qui est de l'écart de production. Des horizons plus éloignés (c.-à-d. des valeurs supérieures de  $f$ ) tendent à donner de moins bons résultats.

La ligne grasse qui part du point A, à la Figure 5, montre les résultats obtenus lorsque la condition relative au niveau des prix doit être respectée, mais qu'elle ne se répercute pas sur les anticipations. Nous traçons cette ligne en faisant varier la valeur de  $\tau$  pour  $f=6$  et en fixant  $\eta$  à 0 de sorte que les anticipations restent inchangées. Comparons cette ligne en gras à la ligne fine correspondant à un horizon de six trimestres. Comme on le voit, les deux sont bien différentes. On note en particulier que, si la ligne correspondant à un horizon de six trimestres produit des points plus efficaces au sens de Pareto que A, ce n'est pas le cas pour la ligne en gras. Partant du point A, cette dernière coïncide en gros avec la frontière des

fonctions de réaction de la famille EP-I, jusqu'à la droite de la figure — on peut réduire la volatilité de l'inflation, mais au prix d'une volatilité supérieure de la production. En fait, le terme relatif au niveau des prix donne à peu près les mêmes résultats que le terme ayant trait à l'écart d'inflation du point de vue de ces deux mesures de l'efficacité. Par conséquent, si les anticipations ne s'ajustent pas, nous obtenons le résultat bien connu (comme Fillion et Tetlow, 1994, et Haldane et Salmon, 1995) selon lequel une politique de contrôle du niveau des prix se traduit par une plus grande variabilité de la production<sup>38</sup>. Cela fait ressortir les puissants effets que peuvent avoir des modifications relativement mineures des anticipations lorsqu'on évalue diverses règles possibles de conduite de la politique monétaire.

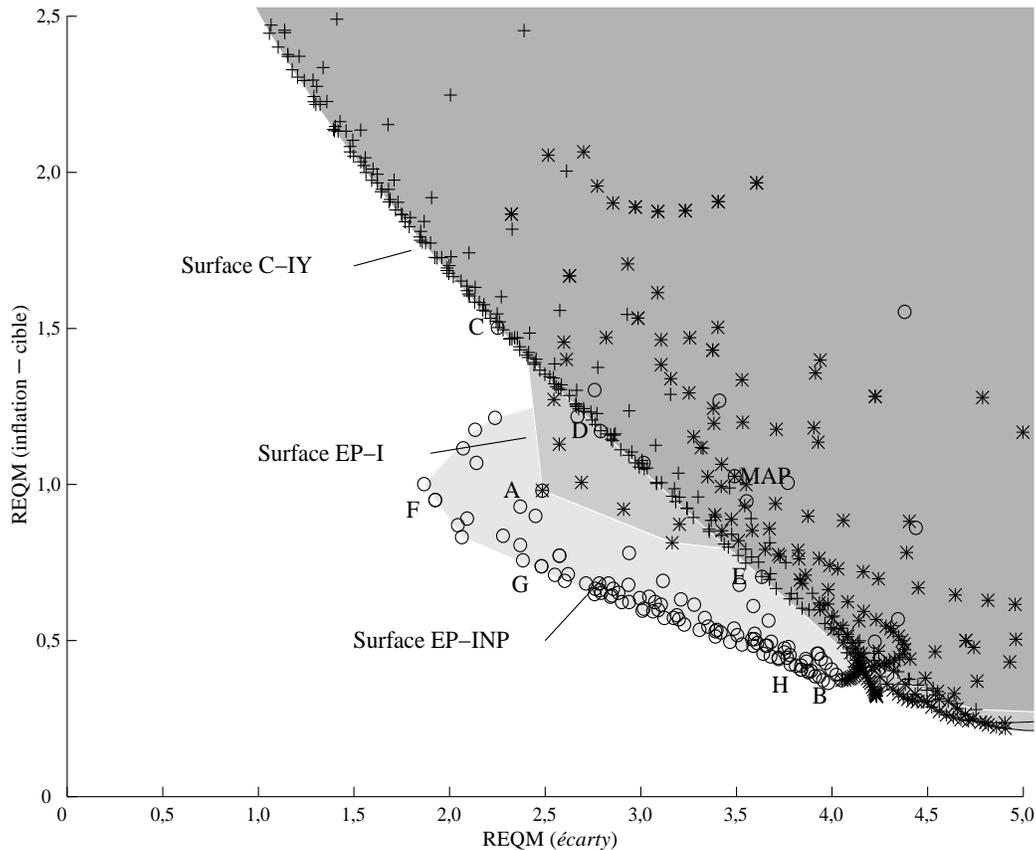
Dans un second temps, nous faisons aussi varier  $\theta$ , la pondération des termes relatifs à l'écart d'inflation; nous traçons alors une frontière en faisant varier  $f$  et  $\tau$ . L'horizon de maîtrise de l'inflation est fixé à sa valeur au point A ( $j = 8$ ), de sorte que la surface obtenue n'est pas une frontière efficace en tous points. Elle est cependant acceptable pour nos besoins. Comme le montre la Figure 6, l'ajout d'une possibilité de contrôle du niveau des prix se traduit par une importante augmentation du nombre des points qui sont supérieurs, sous l'angle de l'efficacité, à ceux de la frontière EP-I. Il faut aussi noter que la frontière EP-INP ne revêt pas la forme concave que présente localement la frontière EP-I dans cette région.

À la Figure 7, la variabilité du taux d'intérêt nominal à court terme est illustrée en abscisse, et la variabilité de l'inflation en ordonnée, comme à la Figure 4. Les résultats parlent d'eux-mêmes. Lorsqu'on introduit un terme relatif au niveau des prix dans la fonction de réaction, on peut réduire sensiblement la volatilité du taux d'intérêt nominal et de l'inflation.

Le Tableau 6 présente les résultats plus précis obtenus au moyen de simulations plus longues (128 périodes, plus la période initiale), le nombre de séries générées étant de dix. C'est le point F qui produit la plus forte réduction de la REQM de l'écart de production par rapport au point A sans augmenter la REQM de l'écart d'inflation, et le point G qui se traduit par la

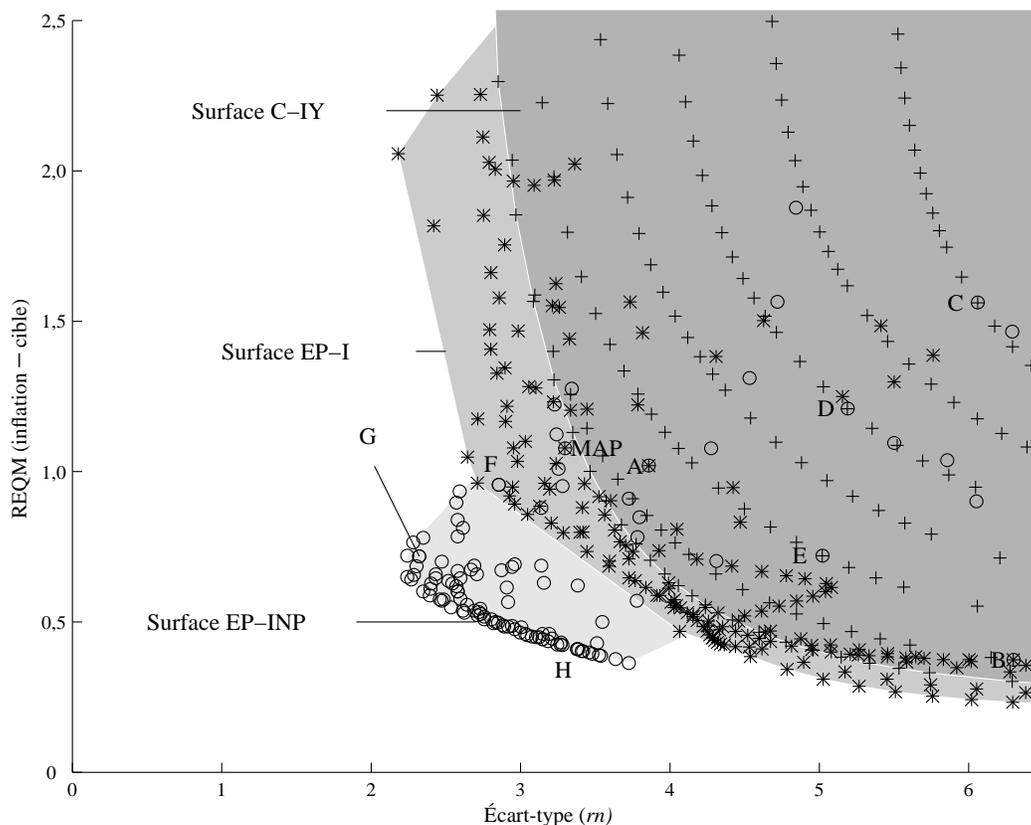
---

38. Les résultats que nous obtenons lorsque les anticipations ne se modifient pas se comparent davantage à ceux de Fillion et Tetlow (1994). Haldane et Salmon (1995) constatent qu'une cible définie à l'égard du niveau des prix accroît la variabilité de l'inflation et celle de la production, tandis que Fillion et Tetlow concluent, comme nous, qu'une telle cible améliore la maîtrise de l'inflation, au prix cependant d'une variabilité supérieure de la production. Cette similitude plus marquée avec les résultats de Fillion et Tetlow est probablement due au fait que leur modèle et le MAP représentent tous deux les anticipations comme un ensemble d'attentes rétrospectives et d'anticipations conformes au modèle, tandis que Haldane et Salmon ne retiennent que des anticipations rétrospectives dans leur modèle.

**Figure 6****Frontières des règles des catégories C-IY, EP-I et EP-INP dans l'espace production-inflation**

baisse la plus marquée de la REQM de l'écart d'inflation sans hausse concomitante de la REQM de l'écart de production. Le point H est à peu près comparable au point B. Nous présentons aussi les résultats relatifs au point A, dans la catégorie des fonctions de réaction EP-I, à des fins de comparaison.

Si nous comparons les points A et F, nous constatons que la REQM de l'écart de production est inférieure de 0,5 point de pourcentage en F, ce qui est dû à la fois à une moindre variabilité de la production et à un écart de production moyen plus faible en F. De plus, ce point s'accompagne d'une volatilité beaucoup plus faible des taux d'intérêt, ainsi que d'une meilleure maîtrise de l'inflation — la proportion du temps où cette dernière se situe hors de la plage de  $\pm 1$  point de pourcentage tombe à 23 %, contre 47 % au point A. Par conséquent, même si les autorités ne privilégient pas la réduction de la variabilité du niveau des prix, le point F est nettement supérieur au point A. Si l'incertitude entourant le niveau des prix revêt de

**Figure 7****Frontières des règles des catégories C-IY, EP-I et EP-INP dans l'espace inflation-taux d'intérêt**

l'importance, le point F est encore plus attrayant. En F, l'écart du niveau des prix se caractérise par une moyenne de 0,2 point de pourcentage et une erreur-type de 0,5 point, et son écart-type moyen n'est que de 1,5 point. Lorsqu'on utilise la règle correspondant au point A, ces moments sont asymptotiquement indéfinis et, pour les résultats de notre échantillon, ils sont tous supérieurs d'un ordre de grandeur.

Le point G offre une solution de rechange intéressante au point F. Les propriétés de la production  $y$  sont à peu près les mêmes qu'en A, mais la volatilité de l'inflation et du taux d'intérêt est beaucoup plus faible. Chose remarquable, la proportion du temps où l'inflation se situe hors de la plage de  $\pm 1$  point de pourcentage n'est plus que de 16 %. Naturellement, il existe sur cette surface encore bien des points qui s'accompagnent d'une meilleure maîtrise de l'inflation. Le point H se trouve dans la région voisine du point B. En ce point, comme en B, le canal de transmission par le taux de

Tableau 6

## Comparaison de quelques fonctions de réaction de la famille EP-INP

	Point A j = 8 f = 6 $\theta = 3,5 \tau = 0$	Point F j = 8 f = 6 $\theta = 3,5 \tau = 2,25$	Point G j = 8 f = 5 $\theta = 3,5 \tau = 1,75$	Point H j = 8 f = 4 $\theta = 1,0 \tau = 5,0$
REQM( $\pi c_4 - \pi^*$ )	1,16	0,85	0,73	0,36
Écart-type ( $\pi c_4$ )	1,14 (0,19)	0,85 (0,20)	0,73 (0,14)	0,36 (0,03)
Moyenne( $\pi c_4 - \pi^*$ )	-0,18 (1,08)	-0,01 (0,05)	-0,01 (0,05)	-0,01 (0,01)
Écart-type ( <i>écartpc</i> )	12,21 (7,30)	1,50 (0,47)	1,30 (0,35)	0,36 (0,05)
Moyenne( <i>écartpc</i> )	-2,67 (1,97)	0,23 (0,52)	-0,40 (0,58)	-0,02 (0,06)
REQM( <i>écarty</i> )	2,76	2,25	2,87	4,02
Écart-type ( <i>écarty</i> )	2,46 (0,46)	2,19 (0,40)	2,47 (0,54)	3,74 (0,88)
Moyenne( <i>écarty</i> )	-0,77 (1,13)	-0,26 (0,47)	-1,29 (0,99)	-1,37 (0,86)
Écart-type ( <i>rsl</i> )	2,56 (0,38)	1,73 (0,37)	1,50 (0,26)	2,45 (0,17)
Écart-type ( <i>rn</i> )	4,64 (0,84)	3,15 (0,81)	2,94 (0,71)	4,03 (0,35)
Écart-type ( <i>z</i> )	3,51 (0,66)	3,29 (0,60)	3,77 (0,71)	5,02 (0,89)
% du temps hors de la plage				
± 1,0	47	23	16	0
± 1,5	30	7	4	0
± 2,0	18	2	0	0
Durée médiane, en trimestres, des écarts par rapport à la plage				
± 1,0	10,6	3,3	3,4	0,0
± 1,5	9,1	3,0	1,8	0,0
± 2,0	6,2	1,5	0,0	0,0

Nota : La REQM est la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne. L'erreur quadratique moyenne de l'inflation est la variance de cette dernière plus le carré des écarts de l'inflation par rapport à la cible. Comme dans le cas des autres moments, la REQM est calculée par détermination de la REQM pour chacune des séries générées sur les 128 périodes, puis établissement de la moyenne des 10 séries. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

change joue un rôle plus important dans la stabilisation de l'inflation, et cette dernière est très bien maîtrisée — l'inflation sort rarement de la plage de  $\pm 1$  point de pourcentage. Comme au point B, la meilleure maîtrise de l'inflation (par rapport aux points A, F et G) est obtenue au prix d'une volatilité nettement supérieure de la production. Il convient cependant de noter que la volatilité des taux d'intérêt est beaucoup plus faible au point H qu'en B. Cela illustre une conclusion générale qui se dégage de la présente section, à savoir que l'exercice d'un certain contrôle sur la dérive des prix peut aider les autorités à maintenir l'inflation à un faible taux cible. Nous tenons cependant à souligner que cette conclusion s'appuie sur l'existence

d'un effet sur les anticipations d'inflation qui soit conforme à l'hypothèse que nous avons retenue ici.

Pourquoi les règles de la catégorie EP-INP sont-elles si efficaces? Deux mécanismes sont à l'œuvre dans ce cas. Le premier joue un rôle de stabilisateur automatique par le truchement des taux d'intérêt réels. Considérons un choc de demande négatif qui fait diminuer les prix. Si elles ont adopté une cible à l'égard de l'inflation, les autorités monétaires réduiront les taux d'intérêt nominaux à court terme, mais, dans la mesure où le taux d'inflation attendu baisse de pair avec l'inflation observée, les effets exercés sur le taux d'intérêt réel seront moins marqués; en d'autres termes, les autorités monétaires devront agir plus vigoureusement pour obtenir un effet réel déterminé. Si le terme relatif au niveau des prix se traduit par une atténuation moindre des attentes d'inflation à la suite du choc de demande, puis par l'anticipation d'une inflation supérieure au taux cible pendant le laps de temps nécessaire pour ramener le niveau des prix sur la trajectoire visée, les taux réels *ex ante* diminueront (autrement dit, les autorités monétaires n'auront pas à intervenir de manière aussi vigoureuse pour obtenir un résultat réel déterminé). C'est pour cela que les taux d'intérêt nominaux seront moins volatils lorsque les autorités exercent un contrôle sur le niveau des prix.

Le second mécanisme à l'œuvre tient au fait que l'inflation dépend autant des anticipations de hausse des prix que de l'écart de production, de telle sorte qu'on peut réduire la variabilité de l'inflation et de la production si les attentes sont mieux ancrées. Le modèle combinant des anticipations rétrospectives et prospectives offre un bon moyen de concilier un comportement prospectif avec les faits stylisés que révèlent les données historiques. À ce modèle d'anticipations sont incorporés les effets d'inertie des valeurs retardées qui ralentissent le retour du taux attendu au taux cible, une fois que l'inflation s'en est éloignée. L'introduction du terme relatif au niveau des prix dans les équations ayant trait aux anticipations contrecarre ces effets d'inertie, de sorte que les extrapolations jouent un moins grand rôle dans les attentes d'inflation, le taux anticipé revenant ainsi plus rapidement au taux cible. La stabilisation de l'inflation est facilitée, et les modifications à apporter aux taux d'intérêt réels (ainsi que nominaux) et, donc, les fluctuations cycliques de la production se trouvent réduites.

## Conclusions

Nous nous sommes penchés dans cette étude sur les conséquences de diverses règles de conduite de la politique monétaire, sous l'angle des arbitrages qui s'offrent aux autorités en ce qui concerne les propriétés stochastiques de l'économie. Cette analyse a été effectuée au moyen d'un modèle de l'économie canadienne qui a été élaboré pour les besoins de la

cause et que nous avons baptisé Modèle d'analyse des politiques (MAP). Celui-ci s'inspire à bien des égards du Modèle trimestriel de prévision (MTP) de la Banque du Canada, à ceci près qu'il permet des simulations beaucoup plus rapides. Le modèle se caractérise notamment par une dynamique asymétrique de l'inflation, un excédent de la demande exerçant davantage de pressions à la hausse sur l'inflation qu'un excédent analogue de l'offre ne crée de pressions à la baisse. Cette asymétrie rend l'évaluation des diverses règles un peu plus compliquée qu'avec un modèle linéaire, puisque les moments du second ordre influent ici généralement sur les moments du premier ordre.

Nous envisageons six types de chocs, ceux qui touchent : 1) la production potentielle (un choc d'offre pur); 2) les prix des produits de base; 3) la somme de la consommation et de l'investissement (notre choc de demande intérieure); 4) les prix à la consommation; 5) le taux de change; 6) une variable monétaire (la pente de la courbe de rendement). La distribution conjointe de ces six chocs est estimée au moyen d'un VAR pour les six variables en question. Les chocs imprimés au modèle structurel sont tirés du VAR, par un calcul qui permet de reproduire les profils de réaction propres au VAR pendant les cinq trimestres suivant un choc. Cela nous donne une structure implicite de covariance des chocs du modèle qui est conforme aux données, tout en nous permettant de reproduire la dynamique à très court terme du VAR dans le modèle structurel.

Notre première expérience a consisté à étudier le comportement stochastique de l'économie à l'aide de la fonction de réaction de base du MAP. Cette règle présente un intérêt particulier du fait qu'elle s'inspire de la fonction de réaction du MTP, dont le personnel de la Banque se sert actuellement pour fournir des conseils en matière de politique monétaire. Selon cette règle, qui appartient à la catégorie EP-I, les autorités monétaires règlent leur instrument d'intervention en fonction de l'écart anticipé de l'inflation par rapport au taux cible à un horizon d'environ deux ans. Selon les résultats de nos simulations, cette règle engendre, sur le plan de l'inflation, des résultats qui sont beaucoup plus favorables que ceux obtenus dans le passé, — encore qu'ils soient à peu près comparables aux résultats obtenus au Canada depuis l'entrée en vigueur des cibles de réduction de l'inflation, en 1992. Plus particulièrement, lorsqu'on utilise la règle du MAP, le modèle indique qu'on peut s'attendre à ce que l'inflation sorte environ un tiers du temps de la plage de  $\pm 1$  point de pourcentage qui entoure le taux cible, tandis que l'intervalle de confiance à 95 % correspond à une plage de  $\pm 2$  points environ.

L'expérience suivante a consisté en une évaluation plus générale des règles de la catégorie EP-I. Plus précisément, nous avons comparé divers paramétrages de ces règles sous l'angle de la racine carrée de l'erreur

quadratique moyenne (REQM) de l'inflation par rapport au taux cible et de l'écart de production qu'ils produisent. D'après les résultats obtenus, les REQM de l'inflation et de la production que génèrent certaines règles de la famille EP-I sont toutes deux plus faibles que celles obtenues au moyen de la règle du MAP. Ces règles impliquent généralement une réaction plus vigoureuse des autorités à un écart anticipé de l'inflation par rapport au taux cible et, par conséquent, une volatilité des taux d'intérêt qui est plus marquée que si l'on suit la règle du MAP. Les résultats font également ressortir le fait que, dans une économie ouverte, les autorités monétaires disposent de deux mécanismes pour agir sur l'inflation — l'écart de production et le taux de change — lesquels produisent des règles efficaces, dans la catégorie EP-I, dotées de propriétés fort différentes. Comme les délais de transmission de la politique monétaire sont plus courts lorsqu'on cherche à influencer sur le taux de change plutôt que sur l'écart de production, les autorités monétaires peuvent parvenir à une maîtrise bien meilleure de l'inflation en agissant sur le taux de change. C'est au prix, toutefois, d'une variabilité beaucoup plus marquée des taux d'intérêt, du taux de change et de la production. En raison du caractère non linéaire de la courbe de Phillips dans notre modèle, la variance supérieure de la production entraîne également une production plus faible en niveau. Si les autorités monétaires choisissent plutôt de stabiliser l'inflation par l'entremise de l'écart de production, elles doivent chercher à atténuer les fluctuations cycliques de cet écart, ce qui a le double avantage de réduire la variabilité de la production et d'en accroître le niveau moyen.

Dans les simulations effectuées au moyen des règles de la catégorie C-IY, nous constatons (comme d'autres auteurs) que les règles efficaces de cette famille s'accompagnent de coefficients beaucoup plus élevés que ceux calculés par Taylor pour caractériser la politique suivie dans le passé par le Conseil de la Réserve fédérale des États-Unis. Nous concluons également que, comparativement aux règles de la catégorie EP-I, celles de la catégorie C-IY produisent des résultats à peu près analogues si nous limitons la comparaison aux REQM de l'inflation et de la production. Cependant, si nous approfondissons l'analyse, nous constatons que les règles C-IY paraissent moins intéressantes. Tout d'abord, elles ne permettent généralement pas d'atteindre le taux d'inflation cible en moyenne, à moins qu'une modification explicite de la moyenne de la production ne soit autorisée, comme nous l'avons indiqué précédemment. Cette possibilité se trouve certes pénalisée dans nos résultats parce que nous utilisons le carré du biais dans la REQM, mais cela n'équivaut pas à atteindre le taux cible en moyenne. Ensuite, la volatilité des taux d'intérêt est relativement élevée dans le cas des règles de la catégorie C-IY — et parfois suffisamment élevée dans l'absolu pour qu'une proportion considérable des observations comporte des taux d'intérêt nominaux

négatifs. Lorsqu'on applique les règles de la famille EP, qui prennent en compte la structure dynamique du modèle, on obtient des résultats efficaces avec une variabilité beaucoup plus faible des instruments d'intervention.

Nous avons enfin essayé de déterminer s'il vaut la peine d'incorporer à la règle de politique monétaire une réaction à la dérive du niveau des prix. Il est généralement admis que, toutes choses égales par ailleurs, la variabilité de la production sera plus forte si l'on adopte une cible fondée sur le niveau des prix. Notre modèle aboutit au même résultat. Cependant, lorsque nous introduisons une condition relative à l'évolution du niveau des prix sans pour autant négliger les conséquences de la critique de Lucas, les résultats changent du tout au tout. Plus particulièrement, lorsque les anticipations peuvent s'ajuster pour tenir compte des effets du contrôle du niveau des prix, l'introduction de ce dernier se traduit par une importante amélioration des arbitrages auxquels sont confrontées les autorités. Les règles de la catégorie EP-INP font apparaître un nouvel ensemble de points qui se révèlent supérieurs aux points générés par les règles des familles EP-I et C-IY pour un large éventail de préférences. Les règles EP-INP permettent de réduire la volatilité de toutes les variables étudiées et donc d'accroître le niveau moyen de la production. Nous tenons à souligner que ces résultats n'ont qu'un caractère indicatif. Nous pensons toutefois qu'ils justifient un examen attentif du rôle que pourrait jouer le contrôle du niveau des prix dans l'élaboration de règles efficaces de politique monétaire visant la stabilité des prix.

Comme dans n'importe quel projet de cette envergure, nous avons été obligés de prendre une foule de décisions concernant la spécification du modèle, les chocs et les fonctions de réaction à utiliser. Des travaux futurs devraient se pencher sur la sensibilité de nos résultats à des variantes plausibles de la structure du modèle, à différentes formulations des chocs et à des simulations de plus grande envergure. Un certain nombre de variantes des fonctions de réaction que nous envisageons mériteraient aussi d'être prises en considération. Même si nous constatons que les règles de la catégorie EP-I sont généralement supérieures à celles de la famille C-IY, des règles explicitement prospectives accordant une certaine importance à l'évolution de la production aussi bien qu'à celle de l'inflation (c.-à-d. des règles EP-IY) mériteraient un examen plus approfondi. L'importance du canal du taux de change dans l'évolution des prix à la consommation, dans une économie comme celle du Canada, donne également à penser qu'il serait intéressant d'étudier des règles fondées sur un indice global des prix qui exclurait (entièrement ou en partie) l'incidence directe des variations du taux de change, comme l'unité de compte du modèle (l'indice implicite des prix de la demande intérieure).

Il convient enfin de souligner que nos simulations stochastiques ne représentent que le prolongement le plus simple qui puisse se concevoir dans le domaine de l'incertitude et de la politique monétaire. Nous prenons les chocs au sérieux, mais nous adoptons une hypothèse héroïque, à savoir que les autorités monétaires connaissent le véritable processus générateur des données. Il en est de même, dans l'ensemble, des agents du secteur privé, bien que nous n'utilisions pas des anticipations d'inflation entièrement conformes au modèle. L'hypothèse voulant que les agents du secteur privé connaissent la règle que suivent les autorités monétaires est également très importante. Elle élimine en effet les problèmes éventuels d'incertitude concernant le régime monétaire et la confusion possible entre les effets des chocs et les changements de régime perçus. Toutes ces questions devraient être abordées dans des recherches futures.

## Annexe 1

### Définition des chocs appliqués au modèle structurel

La présente annexe décrit avec précision comment les chocs appliqués au modèle structurel ont été établis à partir du VAR estimé, de manière que le modèle puisse générer des profils de réaction qui soient voisins, au sens indiqué ci-après, de ceux qui se dégagent du VAR. Après quoi, nous pouvons soumettre le modèle à des simulations stochastiques en lui appliquant un ensemble aléatoire de ces chocs.

Pour bien faire comprendre notre façon de procéder, nous commencerons par un exemple simple, auquel nous apporterons ensuite divers raffinements, comme des anticipations prospectives et des non-linéarités. Supposons que le VAR s'exprime sous la forme

$$x_t = A(L)x_{t-1} + \Omega \varepsilon_t, \quad \varepsilon \sim N(0, I), \quad (\text{A1})$$

où  $x$  est le vecteur colonne [ $y^*$ ,  $pprodb$ ,  $c + i$ ,  $py$ ,  $z$ ,  $rsI$ ],  $A$  désigne la matrice des coefficients,  $L$  est l'opérateur de retard,  $\Omega^T \Omega$  est la matrice de variance-covariance du VAR,  $\varepsilon$  est le vecteur de chocs indépendants à probabilité identique (dits iid) et  $I$  désigne une matrice unité. Afin de générer le  $j^e$  profil de réaction à la Figure 1, le terme de choc iid figurant dans l'équation (A1) est fixé à  $\iota^j$ , où  $\iota^j$  désigne un vecteur de zéros sauf à la  $j^e$  ligne où il est égal à un. Étant donné que le VAR est linéaire par rapport à ses termes de choc, l'impulsion stochastique peut être considérée comme provenant des six profils de réaction plutôt que du terme unique de choc multivarié  $\varepsilon$ . C'est-à-dire que

$$x_t = A(L)x_{t-1} + \Omega \iota^1 \varepsilon_{1t} + \dots + \Omega \iota^6 \varepsilon_{6t}, \quad \varepsilon \sim N(0, I). \quad (\text{A2})$$

À noter que chaque terme  $\Omega \iota^j \varepsilon_{jt}$  correspond au choc appliqué pour produire l'un des profils de réaction, pondéré par un chiffre aléatoire suivant une loi  $N(0,1)$ . Cela signifie que, pour générer l'équation (A1) de manière stochastique, il suffit d'engendrer six chocs aléatoires ne durant qu'une période, puis d'appliquer un choc global égal à la somme des six profils de réaction correspondants multipliés par le choc aléatoire.

Pour appliquer cette idée dans le cadre du MAP, modèle prospectif non linéaire, la première étape consiste à déterminer le mode de génération des profils de réaction. La deuxième consiste à élaborer des termes de choc limités à une période qui permettent de générer les impulsions et à y associer des chiffres aléatoires, comme dans l'équation (A2).

La première de ces étapes, la production des profils de réaction, est relativement simple. Dans le MAP, chaque équation de comportement incorpore un terme de choc, et l'on peut procéder à une simulation en considérant comme endogènes les six termes de choc correspondant aux équations de comportement relatives à  $\{y^*, pprodb, c + i, py, z, rsl\}$  et comme exogènes les variables effectives  $\{y^*, pprodb, c + i, py, z, rsl\}$ , les valeurs de ces dernières étant supposées égales à la réaction de chacune d'elles. Autrement dit, les termes de choc nécessaires pour reproduire chaque profil de réaction peuvent être déduits du modèle. En procédant à six simulations de ce genre, une par profil de réaction tiré du VAR, cette méthode produit, par définition, les termes de choc nécessaires pour reproduire chacun des profils de réaction du VAR. À noter que, comme chacune des simulations produit six termes de choc, on obtient en réalité 36 séries de chocs. Par la suite, les valeurs transformées de ces séries de chocs correspondront (grosso modo) aux 36 éléments de la matrice  $\Omega$ .

Le fait que les séries de chocs ne reviennent généralement pas à zéro complique légèrement les choses. Bien que, dans la plupart des cas, les profils de réaction tirés du VAR cadrent bien avec les propriétés du modèle et que les termes de choc convergent vers une faible valeur, ceux-ci ne reviennent pas à zéro. C'est pourquoi nous tronquons les séries de chocs et les fixons à zéro après cinq trimestres. Le choix de cet horizon est dû au fait que, après cinq trimestres, la réaction monétaire commence à produire des effets appréciables sur l'économie<sup>1</sup>.

L'étape suivante consiste à réexprimer ces séries de chocs tronquées, qui présentent en général certaines autocorrélations, de manière à ce qu'elles soient produites par des chocs ne durant qu'une période (comme dans l'équation (A2)).

Supposons que la série du  $i^e$  terme de choc nécessaire pour reproduire la  $j^e$  réaction soit donnée par  $(\mu_{j0}^i, \mu_{j1}^i, \dots, \mu_{j4}^i, 0, 0, \dots)$  (par rapport à une date de départ quelconque) après qu'elle a été tronquée de la manière décrite précédemment. Cette série peut être générée par le choc  $\varepsilon_{jt}^i$ , d'une durée d'une période et l'équation

$$\mu_{jt}^i = \mu_{j0}^i \varepsilon_{jt}^i + \mu_{j1}^i \varepsilon_{jt-1}^i + \dots + \mu_{j4}^i \varepsilon_{jt-4}^i. \quad (A3)$$

Nous disposons alors d'un ensemble de 36 séries de chocs (tronquées). La dernière étape de l'opération consiste à combiner ces séries de manière à produire les six termes de choc du modèle. Il suffit pour cela de

---

1. Le choix de la période de troncature ne semble pas trop influencer sur les résultats.

poser que le terme de choc de l'équation de comportement correspondant à la variable  $i$ ,  $\mu_t^i$ , est donné par

$$\mu_t^i = \mu_{1t}^i + \dots + \mu_{6t}^i, \quad (\text{A4})$$

la somme des six termes de choc tirés du VAR correspondant à la  $i^{\text{e}}$  variable. Le système complet peut alors s'écrire sous la forme suivante :

$$\mu_t^i = \sum_{j=1}^6 \sum_{k=0}^4 \mu_{jk}^i \varepsilon_{jt-k}^i, \quad 1 \leq i \leq 6. \quad (\text{A5})$$

## Bibliographie

- Armstrong, J., R. Black, D. Laxton et D. E. Rose (1995). *The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model. Part 2, A Robust Method for Simulating Forward-Looking Models*, Rapport technique n° 73, Ottawa, Banque du Canada.
- Ball, L. (1997). « Efficient Rules for Monetary Policy », document de travail n° 5952, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Massachusetts).
- Bean, C. (1996). « The Convex Phillips Curve and Macroeconomic Policymaking Under Uncertainty », inédit, novembre, London School of Economics et H.M. Treasury.
- Black, R., D. Coletti et S. Monnier (1998). « Les coûts et les avantages de la stabilité des prix », étude publiée dans le présent volume, Banque du Canada.
- Black, R., D. Laxton, D. E. Rose et R. Tetlow (1994). *The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model. Part 1, The Steady-State Model: SSQPM*, Rapport technique n° 72, Ottawa, Banque du Canada.
- Black, R. et D. Rose (1997). « The Canadian Policy Analysis Model: CPAM », document de travail n° 97-16, Banque du Canada, Ottawa.
- Blanchard, O. J. (1985). « Debt, Deficits, and Finite Horizons », *Journal of Political Economy*, vol. 93, avril, p. 223-247.
- Bryant, R. C., P. Hooper et C. L. Mann (éd.) (1993). *Evaluating Policy Regimes: New Research in Empirical Macroeconomics*, Washington (D.C.), Brookings Institution.
- Buiter, W. H. et M. H. Miller (1985). « Costs and Benefits of an Anti-Inflationary Policy: Questions and Issues ». In : *Inflation and Unemployment: Theory, Experience and Policy-Making*, publié sous la direction de V. E. Argy et J. W. Nevile, London, Allen & Unwin, p. 11-38.
- Clark, P. B. et D. Laxton (1997). « Phillips Curves, Phillips Lines and the Unemployment Costs of Overheating », document de travail n° 97/17, Fonds monétaire international, Washington (D.C.).
- Clark, P., D. Laxton et D. Rose (1996). « Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus », *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 43, mars, p. 216-251.
- (1997). « Capacity Constraints, Inflation and the Transmission Mechanism: Forward-Looking Versus Myopic Policy Rules », inédit, version révisée du document de travail n° 95/75, Fonds monétaire international, Washington (D.C.).
- Cogley, T. et J. M. Nason (1995). « The Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 19, janvier-février, p. 253-278.
- Coletti, D., B. Hunt, D. Rose et R. Tetlow (1996). *The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model. Part 3, The Dynamic Model: QPM*, Rapport technique n° 75, Ottawa, Banque du Canada.
- Coulombe, S. (1998). « La nature intertemporelle de l'information véhiculée par le système de prix », étude publiée dans le présent volume, Banque du Canada.

- Côté, A. et T. Macklem (1996). « The Determination of Interest Rates and the Exchange Rate in the Bank of Canada's Quarterly Projection Model ». In : *The Determination of Long-Term Interest Rates and Exchange Rates and the Role of Expectations*, BIS Conference Papers, vol. 2, Bâle, Banque des Règlements Internationaux, p. 252-273.
- Crawford, A. et M. Kasumovich (1996). « Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation? », document de travail n° 96-9, Banque du Canada, Ottawa.
- Debelle, G. et D. Laxton (1996). « Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States », document de travail n° 96/111, Fonds monétaire international, Washington (D.C.).
- Duguay, P. (1994). « Some Thoughts on Price Stability Versus Zero Inflation », communication présentée à un colloque sur l'indépendance et la responsabilité des banques centrales, Università Bocconi, Milan, mars.
- Dupasquier, C. et N. Ricketts (1998). « Les non-linéarités dans la relation entre la production et l'inflation », étude publiée dans le présent volume, Banque du Canada.
- Fillion, J.-F. et R. Tetlow (1994). « Inflation zéro ou maintien du niveau des prix? Réponses fournies par un petit modèle d'économie ouverte soumis à des simulations stochastiques ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1993, Banque du Canada, Ottawa, p. 147-188.
- Fisher, P. G., L. Mahadeva et J. D. Whitley (1996). « The Output Gap and Inflation: Experience at the Bank of England », communication présentée à la réunion des modélisateurs de la BRI, Bâle, janvier.
- Frenkel, J. A. et A. Razin (1992). *Fiscal Policies and the World Economy*, 2<sup>e</sup> édition, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Fuhrer, J. C. (1994). « Optimal Monetary Policy in a Model of Overlapping Price Contracts », document de travail n° 94-2, Federal Reserve Bank of Boston.
- Fuhrer, J. C. et G. R. Moore (1995a). « Inflation Persistence », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, février, p. 127-159.
- (1995b). « Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output », *American Economic Review*, vol. 85, mars, p. 219-239.
- Grimes, A. et J. Wong (1994). « The Role of the Exchange Rate in New Zealand Monetary Policy ». In : *Exchange Rate Policy and Interdependence: Perspectives from the Pacific Basin*, publié sous la direction de R. Glick et M. Hutchison, New York, Cambridge University Press, p. 181-195.
- Guay, A. et P. St-Amant (1996). *Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles?*, Rapport technique n° 78, Ottawa, Banque du Canada.
- Haldane, A. G. et C. K. Salmon (1995). « Three Issues on Inflation Targets ». In : *Targeting Inflation*, publié sous la direction de A. Haldane, Londres, Banque d'Angleterre, p. 170-201.
- Henderson, D. W. et W. J. McKibbin (1993). « A Comparison of Some Basic Monetary Policy Regimes for Open Economies: Implications of Different Degrees of Instrument Adjustment and Wage Persistence », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, décembre, p. 221-317.
- Isard, P. et D. Laxton (1996). « Strategic Choice in Phillips Curve Specification: What if Bob Gordon is Wrong? », communication présentée au colloque de l'Institut universitaire européen sur les aspects macroéconomiques du chômage en Europe, Florence.
- Judd, J. P. et B. Motley (1991). « Nominal Feedback Rules for Monetary Policy », *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, été, p. 3-17.
- Laxton, D., G. Meredith et D. Rose (1995). « Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation: Evidence and Policy Implications », *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 42, juin, p. 344-374.
- Laxton, D., D. Rose et R. Tetlow (1993a). « Is the Canadian Phillips Curve Non-Linear? », document de travail n° 93-7, Banque du Canada, Ottawa.

- Laxton, D., D. Rose et R. Tetlow (1993b). *Monetary Policy, Uncertainty and the Presumption of Linearity*, Rapport technique n° 63, Ottawa, Banque du Canada.
- Lebow, D. E., J. M. Roberts et D. J. Stockton (1992). « Economic Performance Under Price Stability », document de travail n° 125, Division of Research and Statistics, U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.).
- Levin, A. (1996). « A Comparison of Alternative Monetary Policy Rules in the Federal Reserve Board's Multi-Country Model ». In : *The Determination of Long-Term Interest Rates and Exchange Rates and the Role of Expectations*, Bâle, Banque des Règlements Internationaux, p. 340-366.
- Macklem, T., A. Paquet et L. Phaneuf (1996). « Asymmetric Effects of Monetary Policy: Evidence from the Yield Curve », document de travail n° 42, Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques, Université du Québec à Montréal.
- McCallum, B. (1984). « Monetarist Rules in the Light of Recent Experience », *American Economic Review*, vol. 74, mai, p. 388-391.
- (1997). *Issues in the Design of Monetary Policy Rules*, Cambridge (Massachusetts), National Bureau of Economic Research.
- Meade, J. E. (1978). « The Meaning of 'Internal Balance' », *Economic Journal*, vol. 88, septembre, p. 423-435.
- Phillips, A. W. (1958). « The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957 », *Economica*, vol. 25, novembre, p. 283-299.
- Sargent, T. J. (1971). « A Note on the 'Accelerationist' Controversy », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 3, août, p. 721-725.
- Stevens, G. et G. Debelle (1995). « Monetary Policy Goals for Inflation in Australia ». In : *Targeting Inflation*, publié sous la direction de A. Haldane, Londres, Banque d'Angleterre, p. 81-100.
- Summers, L. (1991). « How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined? Panel Discussion », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23, août, p. 625-631.
- Svensson, L. (1996a). « Price Level Targeting vs. Inflation Targeting: A Free Lunch? », document de travail n° 5719, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Massachusetts).
- (1996b). « Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets », document de travail n° 56, Banque d'Angleterre, Londres.
- Taylor, J. B. (1979). « Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations », *Econometrica*, vol. 47, septembre, p. 1267-1286.
- (1980). « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *Journal of Political Economy*, vol. 88, février, p. 1-23.
- (1993). « Discretion Versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, décembre, p. 195-214.
- (1994). « The Inflation-Output Variability Tradeoff Revisited ». In : *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers*, publié sous la direction de J. C. Fuhrer, Conference Series n° 38, Boston, Federal Reserve Bank of Boston, p. 21-38.
- Tetlow, R. et P. von zur Muehlen (1996). « Monetary Policy Rules in a Small Forward-Looking Macro Model », inédit, U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.).
- Tobin, J. (1980). « Stabilization Policy Ten Years After », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 19-71.
- Turner, D. (1995). « Effets de "speed limit" et asymétrie des effets sur l'inflation de l'écart de production dans les sept principales économies », *Revue économique de l'OCDE*, vol. 24, 1995/I, p. 63-96.
- (1996). « Inflation Targeting in New Zealand: Is a Two Per Cent Band Width Feasible? », inédit, mars, Département des Affaires économiques, OCDE.
- Weil, P. (1989). « Overlapping Families of Infinitely-Lived Agents », *Journal of Public Economics*, vol. 38, mars, p. 183-198.