

Le modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 : quelques extensions et applications

Charleen Adam et Scott Hendry

La conduite de la politique monétaire s'apparente à celle d'un véhicule automobile en situation de visibilité imparfaite — par exemple lorsqu'il y a un orage et que les essuie-glaces fonctionnent mal. Cela peut se faire, si nous faisons preuve de beaucoup de prudence. (John Crow, conférence donnée sous les auspices de la Fondation Hanson, 1988)

Le dilemme de la Réserve fédérale ressemble à celui du patron de remorqueur qui pousse devant lui une longue file de péniches dans un épais brouillard; le convoi est peu manœuvrant. Le capitaine doit commencer à agir sur la barre un demi-mille avant le coude de la rivière. Cependant, il ne peut apercevoir ce coude avant qu'il ne soit trop tard. (Allan Murray, *The Wall Street Journal*, 1989)
[Traduction]

Introduction

Les autorités monétaires n'ont pas la tâche facile lorsqu'elles ont à évaluer la situation économique et à décider des mesures à prendre pour atteindre leurs objectifs, par exemple maintenir l'inflation dans une fourchette

* Nous tenons à remercier Bob Amano, David Andolfatto, Kevin Clinton, Walter Engert, Chuck Freedman, Kevin Moran et Jack Selody de leurs précieux commentaires sur les versions antérieures du présent document. Tous nos remerciements à Pierre Duguay, qui nous a aidés à retrouver cet extrait d'une allocution de John Crow. La seconde citation est tirée de Dorfman (1999).

déterminée. En raison des délais à la fois longs et variables avec lesquels une mesure de politique monétaire fait sentir ses effets sur les variables économiques, les autorités doivent disposer d'un moyen quelconque de déterminer si leur action a — ou aura — l'effet souhaité.

Les économistes de la Banque du Canada ont recours à des prévisions de l'inflation, outre d'autres variables considérées comme des indicateurs avancés, pour renseigner les décideurs sur l'état actuel et futur de l'économie. Parmi ces variables figurent les nouvelles commandes et les expéditions, l'activité sur le marché du logement, l'inflation et divers agrégats de la monnaie et du crédit. Étant donné qu'aucun indicateur n'est supérieur à tous les autres, il est sage de suivre l'évolution d'un grand nombre de variables afin de tenir compte de tous les signaux qui peuvent être utiles au sujet de l'évolution de l'économie. Cette stratégie vaut aussi pour les modèles. Comme un modèle traduit simplement un ensemble d'hypothèses ou de règles de comportement de l'économie, les économistes ont recours à plusieurs modèles pour établir leurs prévisions ou projections conditionnelles¹.

Les économistes de la Banque ont suivi jusqu'à présent, en matière de modélisation, des stratégies qui embrassent tout le spectre, allant des approches purement théoriques aux approches strictement empiriques². Le modèle décrit ici est un modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 (MVCE-M1), que l'on pourrait situer entre le milieu du spectre et le point extrême formé par les modèles strictement empiriques. Le cœur de ce modèle est constitué par une fonction de demande de monnaie à long terme. Plusieurs extensions ont été données au modèle de base présenté par Hendry (1995) de manière à l'étoffer sur le plan théorique (ou structurel) et à en accroître l'utilité dans les analyses où l'on envisage différents scénarios.

Les première et deuxième sections replacent le MVCE-M1 dans son contexte et décrivent les changements que nous avons apportés au modèle original de Hendry. La troisième section explique en détail les raisons pour lesquelles M1 brut n'est plus la mesure privilégiée de la masse monétaire au sens étroit dans le modèle et indique comment est élaboré M1 corrigé, la mesure retenue ici. Quant à la quatrième section, elle est consacrée à l'identification des chocs de politique monétaire dans le cadre du MVCE, tandis que la cinquième section expose comment l'information tirée des

1. Engert et Selody (1998) ainsi que Berk (1997) présentent des arguments très convaincants en faveur de l'utilisation de modèles multiples dans la formulation de la politique monétaire. Étant donné qu'il ne saurait exister de modèle unique capable de saisir tous les aspects de l'économie, il vaut mieux disposer de plusieurs modèles différents qui présentent de manière condensée différentes conceptions ou différents aspects de l'économie.

2. Nous sommes redevables de cette image à Kevin Moran et à Jack Selody.

modèles peut servir à éclairer les décisions de politique monétaire. La sixième section, enfin, esquisse des axes de recherche pour l'avenir.

1 Contexte

L'inflation est essentiellement un phénomène monétaire. En longue période, une création excessive de monnaie conduit inévitablement à l'inflation. À court terme, la relation n'est peut-être pas aussi étroite. La fixation de cibles de croissance monétaire en vue de réduire l'inflation dans les années 1970, aussi bien au Canada qu'aux États-Unis, s'étant révélée un échec, les modèles dont se servent maintenant les autorités pour guider leur politique monétaire n'assignent bien souvent qu'un rôle passif à la monnaie, de sorte qu'on n'a pas à tenir compte de celle-ci dans la pratique. Plus précisément, on fait l'hypothèse que la banque centrale et les banques commerciales se contentent de fournir de la monnaie de manière passive, en réponse à la demande des agents économiques. La monnaie ne joue donc aucun rôle causal dans ces modèles de l'inflation. Dans ce modèle-ci, par contre, la monnaie est censée jouer un rôle actif et causer l'inflation. Cependant, l'effet de la monnaie sur l'inflation n'y dépend pas de son utilisation à titre d'instrument par les autorités monétaires, comme c'est le cas dans nombre de modèles théoriques. Un taux d'intérêt à très court terme tel que le taux du financement à un jour peut être considéré comme l'instrument de la politique monétaire, ce qui est conforme à la pratique actuelle de la Banque du Canada. En réagissant aux variations du taux à un jour, les intermédiaires financiers accordent des prêts aux agents économiques et créent donc des dépôts. Ces agents effectuent alors des opérations avec d'autres agents au moyen des encaisses nouvellement créées, ce qui entraîne des modifications du niveau d'activité global et des prix. Le raisonnement sous-jacent est que les agents ont une demande de monnaie à long terme et que les encaisses effectivement détenues fluctuent autour du niveau souhaité en longue période. À noter que, dans la suite du texte, l'écart monétaire désigne la différence entre l'offre effective de monnaie et la demande estimée de monnaie à long terme (lorsqu'on utilise les paramètres à long terme mais que l'on retient les valeurs actuelles des variables de la fonction de demande à long terme)³.

3. En ce sens, c'est la différence entre la monnaie effective et la valeur courante de la demande de monnaie à long terme que l'on évalue. On aurait aussi pu retenir à la place dans la fonction de demande de monnaie à long terme les valeurs de long terme des variables figurant dans cette fonction. Cependant, lorsqu'on procède ainsi, l'écart monétaire perd la majeure partie de son pouvoir prédictif, probablement parce que le modèle inclut une mesure de l'offre effective de monnaie plutôt qu'une mesure quelconque de l'offre de monnaie à long terme. La formalisation du processus d'expansion monétaire est un domaine méritant de plus amples recherches.

Laidler (1999) décrit les deux conceptions du rôle de la monnaie, en s'inspirant de la théorie relative au rôle de tampon des encaisses pour expliquer les écarts temporaires qui peuvent exister par rapport à la demande de monnaie à long terme des agents⁴. Supposons par exemple qu'un agent reçoive un montant forfaitaire non anticipé. Il doit assumer des coûts d'information et des coûts de transaction pour décider de l'emploi de cette somme et mettre sa décision à exécution. Le comportement optimal consiste donc à prendre le temps qu'il faut pour en arriver à une décision, de sorte que, à tout moment, les encaisses de transaction effectives de l'agent pourront différer du niveau souhaité à long terme. En d'autres termes, les encaisses effectives fluctuent autour du niveau désiré (c'est-à-dire la demande à long terme de monnaie), de la même façon que les stocks d'une entreprise oscillent autour du niveau visé. L'entreprise ou le particulier dont les encaisses sont supérieures au niveau souhaité entreprendra de se débarrasser de l'excédent en effectuant des opérations avec les autres agents. Une offre de monnaie globalement excédentaire peut se traduire par des tensions inflationnistes de la même manière qu'une demande excédentaire de biens — il y a trop de monnaie pour trop peu de biens. Par conséquent, un écart monétaire positif (stock de monnaie supérieur à la demande globale de monnaie à long terme) correspond aux périodes d'aggravation des tensions inflationnistes, et un écart négatif (stock de monnaie inférieur à la demande de monnaie à long terme) correspond aux périodes de pressions à la baisse sur l'inflation.

Le MVCE basé sur M1 corrigé que nous présentons ici est un prolongement des travaux effectués par Hendry (1995), qui procède à l'estimation d'un vecteur unique de cointégration à long terme entre M1, la production, les prix et un taux d'intérêt à court terme. Ce vecteur peut être assimilé à une fonction de demande à long terme de monnaie. Étant donné que la quantité de monnaie demandée ne doit pas obligatoirement être égale à la quantité de monnaie fournie à tout moment — bien que cette égalité soit requise en régime permanent (*steady state*) —, le terme de correction d'erreurs du modèle peut être assimilé à un écart monétaire, dont il a été démontré qu'il permettait de prévoir l'inflation⁵.

4. L'exposé de Laidler (1999) est axé sur la monnaie au sens étroit, c'est-à-dire la monnaie de transaction.

5. Armour et coll. (1996) et Engert et Hendry (1998) constatent que le MVCE constitue un bon modèle de prévision de l'inflation à l'horizon de un ou deux ans. En outre, Fung et Kasumovich (1998) observent qu'une modification de la politique monétaire dans un sens expansionniste est suivie d'un écart monétaire positif, puis d'une hausse des prix.

2 Description du MVCE

Le modèle utilisé ici est analogue au modèle original de Hendry dans la mesure où il sert à estimer un vecteur unique et stable de cointégration à long terme entre M1 nominal, la production réelle, l'indice des prix à la consommation et un taux d'intérêt à court terme, en données trimestrielles. Ce vecteur peut aussi être considéré comme une fonction de demande de monnaie à long terme. Voir l'Annexe pour obtenir des précisions à ce sujet.

La méthode de Johansen-Juselius (1990) a servi à estimer le vecteur de cointégration à long terme à partir d'un MVCE de la forme

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + DZ_t + \alpha\beta'[X_{t-1}], \quad (1)$$

où X_t est un vecteur des variables endogènes (c.-à-d. la monnaie, la production, les prix et les taux d'intérêt), $\Gamma(L)$ est une matrice des paramètres d'un processus de retard d'ordre 4, Z_t est un vecteur des variables exogènes stationnaires (dont des variables muettes saisonnières) et D est la matrice des paramètres associés aux variables exogènes. Les paramètres α mesurent la vitesse à laquelle les variables du système s'ajustent pour rétablir une situation d'équilibre à long terme, tandis que les vecteurs β sont des estimations des relations de cointégration à long terme entre les variables du modèle.

Ce système présente une relation unique de cointégration à long terme qui est stable entre la monnaie, l'inflation, la production et les taux d'intérêt. On impose une élasticité des prix égale à l'unité (c.-à-d. que les prix varient dans la même mesure que la monnaie); le coefficient à long terme relatif à la production est d'environ 0,5 tandis que celui du taux d'intérêt est d'environ -0,04, ce qui est conforme aux résultats des travaux antérieurs⁶.

Cependant, les paramètres à court terme estimés du modèle original de Hendry (c.-à-d. les paramètres α , ainsi que les coefficients des variables endogènes retardées) étaient instables en ce sens qu'ils variaient considérablement pendant la période d'estimation. Il a donc fallu ajouter un certain nombre de variables exogènes pour améliorer les estimations. L'une de ces variables est l'écart de production calculé au moyen des chiffres de la production potentielle fournis par le MTP, le Modèle trimestriel de prévision de la Banque, qui mesure celle-ci à l'aide d'un filtre multivarié élargi (pour en savoir davantage sur la mesure de la production potentielle, voir Butler, 1996). Les autres variables exogènes ajoutées au modèle sont le taux de change au comptant Canada/États-Unis, le taux du papier

6. La condition d'élasticité des prix égale à l'unité n'a pas été rejetée dans une régression sans contrainte.

commercial à 90 jours aux États-Unis, le taux d'inflation aux États-Unis, la variation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers après 1980 et une variable muette à saut discret pour le début des années 1980. Cette dernière variable est censée représenter la vague d'innovations financières survenue dans les banques à charte au début de la décennie 1980⁷. Nous avons mis à l'essai beaucoup d'autres variables, dont les taux d'intérêt offerts sur les comptes à intérêt quotidien et la valeur nominale de ces derniers, la courbe de rendement et la volatilité des taux à long terme, mais aucune n'a permis de se passer de la variable muette représentant les innovations financières observées au cours de la période en question.

L'incorporation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers à titre de variable exogène vise à permettre au modèle d'englober les transferts qui se sont produits pendant les années 1990 entre les comptes de dépôt à vue et à préavis. Les réserves obligatoires sur les deux catégories de comptes ayant été éliminées dans la première moitié des années 1990, les agents (principalement les entreprises) ont été amenés à transférer dans des comptes à vue des fonds placés dans des comptes à préavis. Cette redistribution a eu pour effet de majorer le taux de croissance de M1 au cours des dernières années; toutefois, si la croissance plus rapide de M1 s'est accompagnée d'une certaine accélération de la progression du PIB réel, elle ne s'est pas répercutée jusqu'ici sur l'inflation. La redistribution des dépôts entre les comptes à vue et à préavis n'est pas la seule innovation à avoir influé sur M1⁸, et c'est la raison pour laquelle nous avons retenu dans le modèle une mesure corrigée de M1 plutôt que M1 brut. Nous y reviendrons à la troisième section.

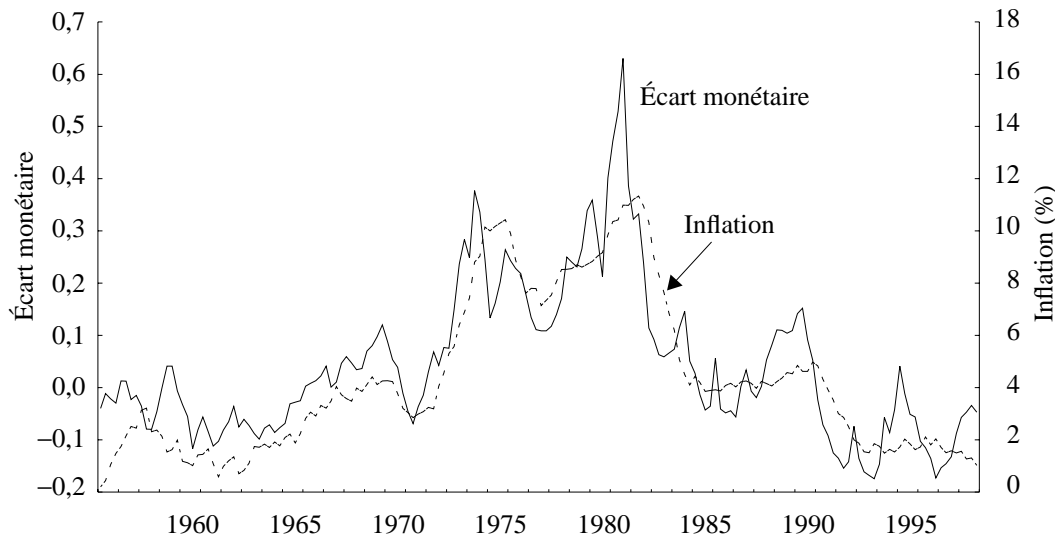
Certaines conditions d'équilibre ont été imposées au modèle afin d'obtenir un régime permanent particulier. Nous avons fait l'hypothèse qu'en régime permanent, la croissance de la production potentielle était de 2,3 %, l'inflation de 2 % et la croissance monétaire de 3,2 %, conformément aux paramètres de la fonction de demande de monnaie à long terme et aux hypothèses relatives à l'augmentation de la production et des prix. Le taux des fonds à un jour se situe à environ 4,9 % en régime permanent à la lumière de la relation observée par le passé avec les taux d'intérêt aux États-Unis.

Ainsi que nous l'avons vu à la section précédente, la différence entre l'offre effective de monnaie et la demande estimée de monnaie à long terme constitue l'écart monétaire. L'évolution de l'écart monétaire a suivi de très

7. Le lecteur trouvera une description de certaines de ces innovations dans les travaux de Freedman (1983), de Gomme (1998) et d'Aubry et Nott (2000).

8. Les innovations ayant influé sur M1 au cours des années 1990 sont décrites dans Banque du Canada (1998), Atta-Mensah et Nott (1999) et Aubry et Nott (2000).

Figure 1
Écart monétaire et taux d'inflation observé huit trimestres plus tard



près celle de l'inflation depuis une quarantaine d'années (voir la Figure 1); cet écart aide donc le modèle à prévoir l'inflation.

Il existe deux grandes différences entre le MVCE-M1 présenté ici et le modèle original de Hendry : notre modèle est basé sur M1 corrigé (dont il sera question dans la prochaine section) plutôt que sur M1 brut, et le taux d'intérêt retenu est le taux du financement à un jour plutôt que le taux du papier commercial à 90 jours. Le taux à un jour est l'instrument d'intervention des autorités monétaires depuis 1994 au Canada, et il semble qu'il offre un bon moyen d'évaluer la politique monétaire au Canada sur une période beaucoup plus longue (voir Armour, Engert et Fung, 1996). De plus, comme ce taux présente une forte corrélation avec le taux du papier commercial à 90 jours (le coefficient de corrélation mesuré à partir de 1956 est de 0,98), le changement de taux à court terme dans le modèle n'a pas eu d'effet appréciable sur la fonction estimée de demande de monnaie ni sur la qualité des prévisions.

3 Prise en compte des innovations financières ayant touché la monnaie au sens étroit

Au Canada, les variations de la croissance de M1 réel sont corrélées avec celles de la croissance du PIB réel environ deux trimestres plus tard⁹. Les variations de la croissance de M1 sont également corrélées avec celles des

9. Voir par exemple Banque du Canada (1999, p. 29).

prix environ huit trimestres plus tard¹⁰. La relation entre la monnaie et les autres variables économiques semble toutefois s'être modifiée au cours des années 1990, sous l'effet peut-être de la « restructuration » de l'économie canadienne après la récession de 1990-1991. Ce changement pourrait aussi être lié à la décision des autorités monétaires canadiennes d'adopter des cibles explicites en matière d'inflation. Il est possible, enfin, que les nombreuses innovations financières qui ont marqué les années 1990 et ont paru modifier la nature des comptes de dépôt y soient aussi pour quelque chose.

Cette dernière possibilité nous a amenés à revoir la définition de la monnaie au sens étroit retenue dans le MVCE¹¹. Par monnaie au sens étroit on entend généralement les encaisses servant à régler les achats de biens et de services. Au Canada, la monnaie au sens étroit correspond actuellement à l'agrégat M1, qui comprend la monnaie hors banques, les comptes de chèques personnels et les comptes courants. Au cours des années 1992 à 1994, les réserves obligatoires à maintenir à l'égard de ces comptes ont été éliminées progressivement, et la distinction entre les comptes à préavis et les comptes à vue s'est estompée¹². En outre, le développement des services financiers sous forme électronique durant les dernières années et la vogue croissante des cartes de débit, des guichets automatiques et des services bancaires par téléphone ou par ordinateur personnel ont amené les agents à réduire leurs encaisses monétaires et leur ont permis d'avoir accès plus facilement, pour régler leurs transactions, à des types de compte non compris dans M1. Ces améliorations dues à la technologie semblent avoir donné lieu à un accroissement de la substituabilité des espèces et des comptes de dépôt à vue ou à préavis; par conséquent, une définition plus large de la monnaie de transaction serait peut-être de mise en cette ère de l'électronique. Parallèlement, il faut bien voir que la plupart des types de compte actuellement offerts par les institutions financières ont une double fonction : règlement des transactions et épargne. Par conséquent, les soldes de ces comptes ne devraient pas faire partie en totalité de l'agrégat mesurant

10. Comme on peut le vérifier dans Hendry (1995) et Armour, Atta-Mensah, Engert et Hendry (1996).

11. Aubry et Nott (2000) essaient de déterminer d'un point de vue conceptuel quels éléments inclure dans un agrégat mesurant la monnaie au sens étroit.

12. Les coefficients de réserve étaient plus élevés sur les dépôts à vue (compris dans M1) que sur les dépôts à préavis (exclus de cet agrégat). Par conséquent, mise à part l'obligation de préavis de retrait, qui a peu de conséquences pratiques, la distinction entre les comptes à vue et à préavis a perdu sa raison d'être. Cette innovation semble jusqu'ici avoir influé principalement sur les comptes bancaires des entreprises. Les banques ont commencé à offrir des taux plus intéressants sur les comptes courants, ce qui a incité les entreprises à y transférer une partie de leurs disponibilités.

la monnaie de transaction. La question est de savoir comment établir de manière raisonnable la partie qui devrait en être exclue.

Au Canada, entre 1980 et 1982, une série d'innovations financières avaient déjà eu tendance à rendre instables les paramètres du vecteur de cointégration dans le modèle. Cependant, les innovations de cette période avaient simplement entraîné, de façon générale, un déplacement de la monnaie d'un agrégat à un autre — plus précisément, des dépôts à vue (M1) aux dépôts à préavis (M2). Dans un contexte caractérisé par des taux d'intérêt élevés et des modifications des coefficients de réserves obligatoires, les banques ont cherché à inciter leur clientèle à transférer les fonds déposés dans des comptes dont le maintien était coûteux pour elles (les comptes à vue) à des comptes plus économiques (les comptes à préavis). Elles ont créé des types de compte innovateurs comme les comptes d'épargne à intérêt quotidien et les comptes de chèques à intérêt quotidien pour amener les consommateurs à transférer les soldes de leurs comptes à vue ne portant pas intérêt à des comptes à préavis rémunérés. Le changement observé au cours des années 1990 n'est pas seulement lié à un retour des fonds vers les comptes à vue sous l'effet de la diminution, puis de l'élimination complète des réserves obligatoires sur ces comptes, mais aussi aux changements technologiques qui ont permis une multiplication des types de compte permettant de régler des transactions.

L'agrégat M1 corrigé est une mesure de la monnaie que nous avons élaborée à l'aide d'un modèle expressément pour corriger l'instabilité des paramètres du MVCE et obtenir une estimation de la taille des distorsions subies par M1. L'élaboration de cet agrégat corrigé s'est faite en deux temps.

En premier lieu, une équation de prévision de la monnaie provenant d'un MVCE basé sur M1 brut (estimé sur la période 1956-1993) a servi à prévoir la croissance de M1 du premier trimestre de 1992 au premier trimestre de 1999, en retenant les valeurs effectives de toutes les autres variables du modèle; nous avons ainsi obtenu une série chronologique de la monnaie « sans distorsion ». Cette série représente les valeurs estimées que M1 aurait prises en l'absence des changements qui ont influé sur le processus générateur des données au cours des années 1990.

En second lieu, dans le but de rattacher la série ainsi estimée aux données observables relatives à la monnaie, nous avons fait la régression de cette série sur toutes les composantes de M1++ (M1 brut plus l'ensemble des dépôts à préavis). Étant donné que les coefficients de certaines composantes que l'on pouvait raisonnablement considérer comme présentant le même type de caractéristique ou d'utilisateur étaient similaires, nous avons regroupé ces composantes afin de réduire le nombre des

paramètres à estimer et de rendre le processus d'estimation plus efficace, compte tenu de la petite taille de l'échantillon.

3.1 Calcul de M1 corrigé

Nous avons calculé M1 corrigé à l'aide de moyennes pondérées distinctes :

$$M1 \text{ corrigé} = 1,58 \text{ (monnaie hors banques)} + 0,28 \text{ (dépôts des entreprises)} \\ \text{(pour la période 1992T1-1994T3)}$$

$$M1 \text{ corrigé} = 1,19 \text{ (monnaie hors banques)} + 0,22 \text{ (dépôts des entreprises)} \\ + 0,15 \text{ (dépôts des particuliers)} \\ \text{(pour la période 1994T4-1999T1)}$$

où le terme *dépôts des entreprises* représente la somme des comptes courants et des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers, et le terme *dépôts des particuliers*, l'ensemble des dépôts à préavis des particuliers¹³.

M1 corrigé présente deux différences par rapport à M1 brut :

1. Le choix des composantes : M1 corrigé comprend les comptes à préavis mais non les comptes de chèques personnels, dont plus de la moitié sont de nos jours tenus chez les courtiers en valeurs mobilières. Les comptes tenus chez les courtiers semblent servir principalement à l'acquisition d'avoirs financiers — fonds communs de placement, actions et obligations — plutôt qu'à l'achat de biens et de services. Par conséquent, ils devraient probablement être classés dans un agrégat plus large mesurant la monnaie en tant que réserve de valeur au lieu d'être inclus dans notre mesure des encaisses de transaction.
2. Le choix des pondérations : dans M1, chacune des composantes a la même pondération (égale à un), tandis que, dans M1 corrigé, la pondération dépend des résultats de l'estimation. M1 corrigé permet aussi de modifier les pondérations en des points déterminés de la période considérée.

Étant donné la faible taille de l'échantillon ainsi que l'ampleur des changements dont les paramètres ont fait l'objet au fil du temps, les pondérations présentées ici sont toutefois sujettes à caution. Nous reviendrons de manière plus approfondie sur cette question.

Le but essentiel de cette opération était de corriger l'instabilité du MVCE. Il ressort clairement des Figures 2 et 3 que le nouveau MVCE basé sur M1 corrigé a des paramètres plus stables (de par leur conception) que le MVCE antérieur basé sur M1 brut.

13. L'échantillon a été divisé en deux sous-périodes pour tenir compte du fait que les valeurs estimées des paramètres diffèrent sensiblement, après le troisième trimestre de 1994, des valeurs obtenues avant ce trimestre.

Figure 2

Élasticité par rapport au revenu calculée au moyen d'une régression sur échantillon mobile

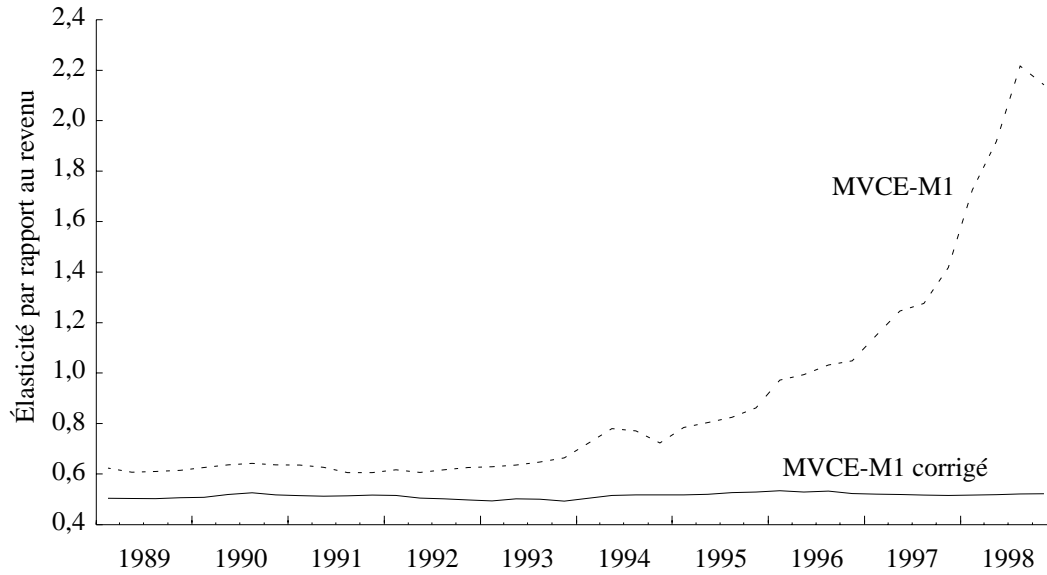


Figure 3

Semi-élasticité par rapport au taux d'intérêt calculée au moyen d'une régression sur échantillon mobile

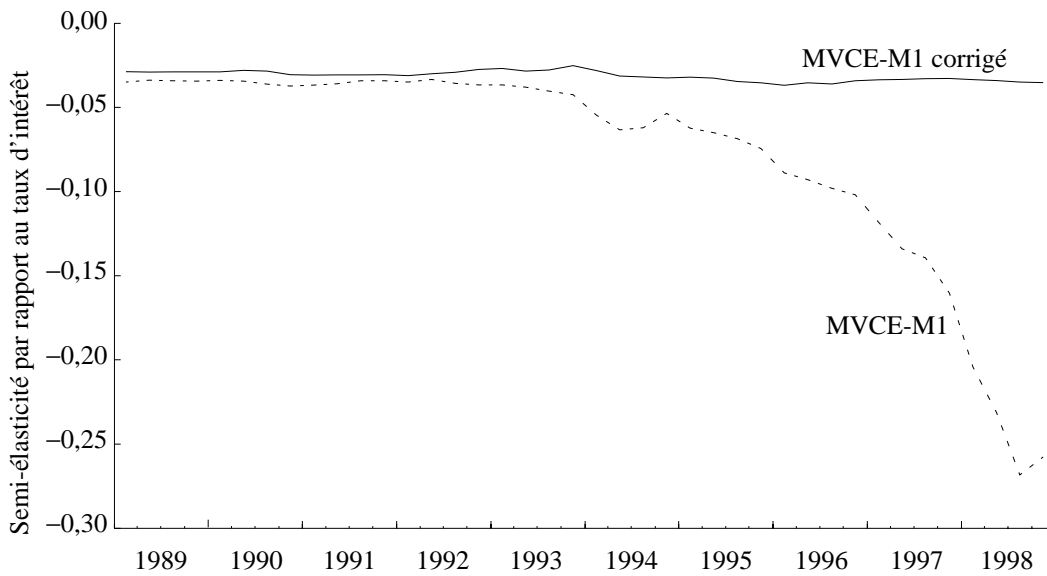
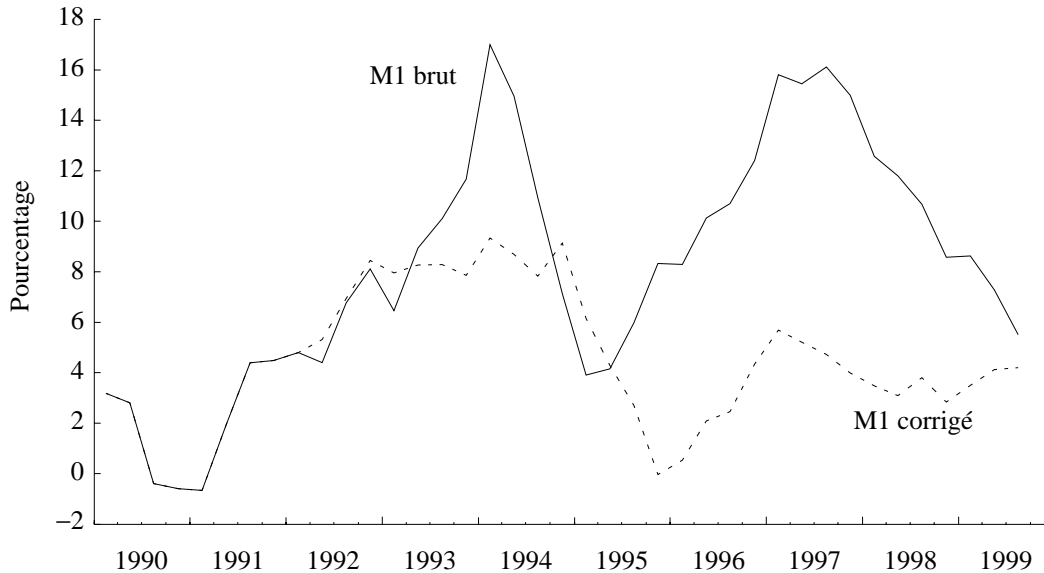


Figure 4**Taux de croissance de M1 brut et de M1 corrigé en glissement annuel**

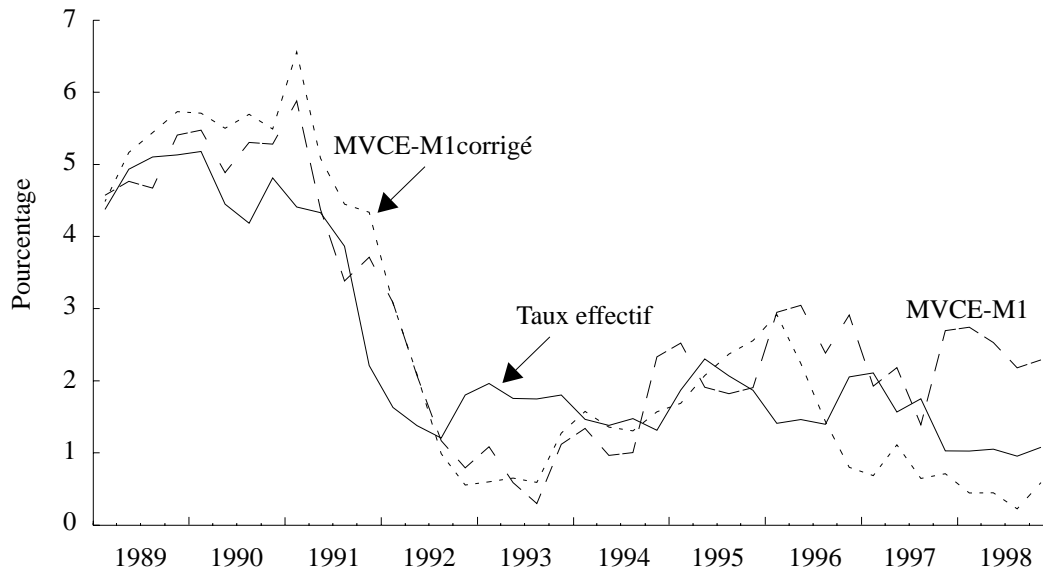
Ainsi que la Figure 4 permet de le constater, le taux de croissance de M1 corrigé a été bien inférieur à celui de M1 brut pendant une bonne partie des années 1990. Cependant, de par sa construction même, M1 corrigé affiche des variations plus conformes à celles des prix, de la production et des taux d'intérêt.

Malgré un taux de croissance inférieur, les prévisions de l'inflation obtenues à l'aide du MVCE basé sur M1 corrigé sont analogues à celles du modèle original de Hendry, fondé sur M1 brut (voir la Figure 5). Le taux d'inflation que ce dernier modèle prévoyait était resté modéré, vraisemblablement parce que ses paramètres avaient été modifiés de manière à neutraliser l'incidence de la forte croissance de M1. Dans le MVCE reposant sur M1 corrigé, la croissance de la monnaie est plus faible mais les paramètres sont plus stables, ce qui explique le profil assez similaire du taux d'inflation prévu pendant la majeure partie de la période considérée; la racine de l'erreur quadratique moyenne est de 0,91, contre 0,94 dans le modèle original de Hendry.

3.2 Justification du choix de M1 corrigé

L'instabilité des paramètres à long terme du modèle de Hendry aurait pu être corrigée au moyen de variables muettes, mais on n'aurait alors rien su des

Figure 5
Taux d'inflation sur quatre trimestres : prévision à l'horizon
de quatre trimestres et taux effectif



sources de cette instabilité¹⁴. La démarche adoptée ici est également plus souple que celle qui consiste à faire appel à des variables muettes dans la mesure où il est inutile d'établir a priori quand les distorsions doivent prendre fin. Ainsi que l'illustre la Figure 4, la distorsion présente dans M1 (la différence entre le taux de croissance de M1 brut et celui de M1 corrigé) a été d'environ 6 à 7 % par an au cours des trois dernières années. Aubry et Nott (2000), qui ont étudié les distorsions liées à des changements institutionnels précis (soit le déplacement de fonds de comptes à préavis vers des comptes courants dans certaines banques, l'incidence de l'inclusion des comptes tenus chez les courtiers en valeurs dans les comptes de chèques personnels et le lancement de la pièce de 2 \$), ont estimé leur taille à seulement 2 % environ par année¹⁵.

On peut sans doute faire l'hypothèse que ces chiffres constituent des estimations maximale et minimale de la taille des distorsions. Étant donné qu'Aubry et Nott n'ont étudié que trois changements institutionnels, il paraît raisonnable de conclure que la valeur de 2 % correspond à la borne inférieure de la distorsion estimée de M1. M1 corrigé peut être considéré

14. Le recours aux variables muettes a un inconvénient : le degré de distorsion touchant les différentes composantes est alors considéré comme uniforme. La technique que nous privilégions permet de faire varier le degré de distorsion selon les composantes.

15. Voir Banque du Canada (1998), Atta-Mensah et Nott (1999) et Aubry et Nott (2000).

comme une borne supérieure, puisque toute l'instabilité est attribuée aux distorsions de M1. On peut donc faire valoir que notre approche risque de comporter une correction excessive, les changements structurels touchant la relation économique entre M1, la production et l'inflation risquant d'être confondus avec les distorsions de M1 qui sont liées aux innovations financières.

Nous avons aussi essayé d'autres mesures de la monnaie, en l'occurrence $M1^{+16}$ et $M1^{++}$, dans des MVCE, mais il s'est révélé impossible d'estimer une fonction stable de demande de monnaie à l'aide de l'un ou l'autre de ces agrégats. Ce résultat est probablement dû au fait que ni $M1^{+}$, ni $M1^{++}$ n'ont mesuré convenablement les encaisses de transaction dans le passé. Nous avons alors mis à l'essai deux autres agrégats de notre cru, $M1^{+}$ élargi et $M1^{++}$ élargi. Pour créer ces agrégats, nous avons pris M1 en niveau jusqu'en 1990 et lui avons ensuite appliqué le taux de croissance de $M1^{+}$ (ou de $M1^{++}$) pour obtenir un $M1^{+}$ élargi (ou $M1^{++}$ élargi) en niveau après 1990. Cependant, même ces définitions élargies n'ont pas débouché sur une fonction stable de demande de monnaie — probablement parce que les composantes ajoutées à M1, au lieu de servir entièrement au règlement de transactions, comprennent aussi des avoirs jouant un rôle de réserve de valeur.

Étant donné que les innovations financières ne se sont pas toutes produites au cours d'un trimestre déterminé et se sont échelonnées sur une longue période, il n'est pas approprié d'adopter une pondération fixe pour les composantes de M1 corrigé. Un modèle doté de paramètres variables dans le temps et faisant appel à un filtre de Kalman pourrait sembler approprié, mais son estimation s'est révélée difficile à cause de la petite taille de l'échantillon. Les résultats sont très sensibles aux hypothèses initiales, et nous ne disposons pas d'une technique permettant d'imposer des valeurs positives aux pondérations en pareil cas. C'est pourquoi nous avons permis, en guise de compromis, une modification unique des pondérations au cours de la période considérée.

En résumé, l'évolution de M1 corrigé peut être considérée comme la croissance monétaire qui aurait été observée au cours des dernières années si la relation entre la monnaie, la production, les taux d'intérêt et les prix ne s'était pas modifiée. Trois raisons pourraient expliquer l'instabilité de la relation entre la monnaie et les autres variables économiques au cours des années 1990. La première tient aux changements institutionnels et aux difficultés que pose le système actuel de collecte de données et qui pourraient faire que nous ne mesurons plus les données appropriées. La deuxième est liée aux mutations de la demande de monnaie à l'ère de

16. $M1^{+}$ équivaut à M1 augmenté des dépôts à préavis transférables par chèque.

l'électronique. Troisième et dernière explication, il se peut que l'instabilité soit attribuable à des changements structurels de l'économie qui ne se rattachent pas spécifiquement aux innovations financières. La distorsion de M1 qui est estimée à l'aide du MVCE englobe tous ces éléments de sorte que, même si l'on peut assimiler M1 corrigé à une mesure des encaisses de transaction, la prudence est de mise lorsqu'on veut faire des déductions à partir de cet agrégat. En fait, nous considérons M1 corrigé comme un simple jalon sur la voie qui mènera à la définition d'un nouvel agrégat monétaire au sens étroit. Toutefois, comme on peut donner une interprétation économique aux composantes de M1 corrigé et à sa relation avec M1 sans distorsion, M1 corrigé constitue, de par sa conception, le meilleur agrégat que l'on puisse utiliser actuellement dans le MVCE.

4 Identification des chocs de politique monétaire

Notre modèle se distingue du MVCE original décrit par Hendry sur un autre point : les chocs de politique monétaire y sont définis comme les chocs structurels appliqués à l'équation de taux d'intérêt selon une décomposition de Choleski¹⁷. Autrement dit, les chocs de politique monétaire sont les variations non anticipées du taux du financement à un jour.

Les modèles entraînaient auparavant un « illogisme des prix », en ce sens qu'une augmentation du taux d'intérêt nominal décidée par les autorités monétaires s'accompagnait d'une accélération de l'inflation. Le problème tenait au fait que la hausse du taux d'intérêt provoquait un recul de la demande estimée de monnaie à long terme, lequel donnait lieu à un écart monétaire positif, débouchant à son tour sur une « bulle d'inflation » assez persistante. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que, en longue période, les variations du taux d'intérêt ont présenté une corrélation plus étroite avec les variations de l'inflation attendue qu'avec les chocs de politique monétaire et que le modèle ne parvient pas à bien distinguer toutes les fluctuations de l'inflation attendue. Il paraît cependant raisonnable de baser la demande de monnaie à long terme sur une mesure moins variable du coût de détention de la monnaie. Il est peu probable que la demande de monnaie à long terme se modifie de manière substantielle à chaque variation passagère du taux d'intérêt. C'est pourquoi nous utilisons une série de taux à un jour dont nous avons éliminé les chocs estimés de politique structurelle, en nous fondant sur l'argument voulant que les agents n'ajustent pas leur demande de monnaie à long terme dès que les autorités monétaires modifient le taux

17. L'ordre des variables retenu aux fins de la décomposition est le suivant : le taux d'intérêt aux États-Unis, les prix aux États-Unis, le taux à un jour, M1 corrigé, les comptes avec tirage de chèques autres que ceux des particuliers, la production, les prix au Canada et le taux de change.

d'intérêt. Dans un monde où ils disposent d'une information limitée sur ce type de choc, les agents réagiraient lentement aux changements de politique monétaire, à mesure qu'ils découvriraient la nature de la dernière variation des taux d'intérêt. C'est cette série de taux excluant les mesures non anticipées de politique monétaire qui entre dans le calcul des paramètres de la demande de monnaie à long terme et de l'écart monétaire.

Cette spécification du taux d'intérêt implique qu'un resserrement de la politique monétaire n'aura pas d'effet sur la demande de monnaie au cours du trimestre considéré, ce qui élimine l'« illogisme des prix » du modèle. De plus, au cours des premiers trimestres suivant le resserrement de la politique monétaire, la majoration du taux d'intérêt aura sur la croissance monétaire un effet de freinage plus marqué que celui exercé sur la demande de monnaie, ce qui fera apparaître un excédent de la demande de monnaie, lequel entraînera une diminution de l'inflation.

Les travaux se poursuivent également à la Banque sur la meilleure façon de mesurer les variables relatives à la production et aux taux d'intérêt dans le calcul de la demande de monnaie. Sur le plan empirique, c'est l'écart monétaire calculé à partir des valeurs courantes de la production et des taux d'intérêt qui permet le mieux de prévoir l'inflation future. Sur le plan théorique, par contre, la demande de monnaie à long terme calculée à partir des valeurs à long terme de la production et des taux d'intérêt — par exemple la production potentielle et les taux d'intérêt d'équilibre — serait plus appropriée (voir Gerlach et Svensson, 1999). Nous espérons pouvoir nous pencher sur ces questions dans les recherches futures.

Les chocs de politique monétaire ayant été identifiés dans notre modèle de la manière indiquée, il est maintenant possible de déduire de ce dernier les modifications de taux d'intérêt qui ramèneront l'inflation au point médian de la fourchette visée par la Banque, à un horizon donné.

5 Utilisation du MVCE basé sur M1 corrigé à des fins de prévision

Afin d'illustrer l'usage que les autorités monétaires pourraient faire du MVCE basé sur M1 corrigé, supposons un ensemble de conditions initiales se caractérisant par une inflation de 3 %, une expansion monétaire de 8 %, une croissance de la production de 3,5 % et un taux d'intérêt de 6 %. Ces conditions ont également été choisies de manière que, si le taux d'intérêt reste fixe à 6 %, le taux d'inflation demeure stable aux environs de 3 % au cours des deux premières années hors de la période d'estimation.

Nous avons effectué quatre séries de prévisions à l'aide du modèle, étant donné ces conditions initiales. La première est basée sur un taux

d'intérêt fixe. Les trois autres sont des prévisions conditionnelles dans lesquelles nous estimons la série des variations de taux d'intérêt nécessaires pour ramener le taux d'inflation sur quatre trimestres au point médian de la fourchette de maîtrise de l'inflation en l'espace de quatre, huit ou douze trimestres, l'inflation étant maintenue à 2 % au quatrième trimestre de chaque année par la suite.

La Figure 6 illustre ces prévisions. Dans le scénario de référence, où le taux à un jour est maintenu fixe à 6 % (niveau supérieur à la valeur de régime permanent du modèle pour cette variable), l'inflation diminue pour se situer en deçà de 2 % au cours de la quatrième année. Comme le taux à un jour est fixé au-dessus de sa valeur de régime permanent, le taux d'inflation tend vers une nouvelle valeur, plus faible, de régime permanent. La courbe se rapportant à la prévision conditionnelle n° 1 illustre l'évolution prévue quand le taux à un jour est relevé de manière à ramener l'inflation à 2 % en quatre trimestres seulement. Celle qui décrit la prévision conditionnelle n° 2 correspond au scénario dans lequel le taux à un jour est majoré de manière à réduire l'inflation à 2 % en l'espace de huit trimestres. Cette période est de douze trimestres dans le cas de la prévision conditionnelle n° 3.

La Figure 7 présente les prévisions de croissance monétaire qui découlent des prévisions d'inflation illustrées à la Figure 6. Dans la prévision à taux d'intérêt fixe, la croissance monétaire est au départ plus forte que dans les cas où l'inflation est ramenée plus rapidement à 2 %. La croissance monétaire diminue par la suite dans le scénario de référence parce que le taux à un jour reste fixe à un niveau supérieur au taux de régime permanent, d'où un effet de contraction de l'économie.

La Figure 8 illustre l'évolution suivie par le taux à un jour pour le même ensemble de prévisions. La réduction de l'inflation à 2 % nécessite dans ce cas un durcissement de la politique monétaire, c'est-à-dire un relèvement du taux à un jour. La troisième année, cependant, ce durcissement est entièrement inversé afin d'éviter que l'inflation tombe sous les 2 %. Plus l'horizon est rapproché (quatre trimestres dans la prévision conditionnelle n° 1, mais douze dans la prévision conditionnelle n° 3), plus il faut augmenter le taux d'intérêt pour atteindre la cible. De même, la croissance monétaire est plus variable quand l'horizon visé est plus rapproché. Pour choisir la politique appropriée, il faut tenir compte à la fois de l'horizon visé et des modifications requises du taux d'intérêt ou de la croissance monétaire.

Une autre façon de prendre en compte l'état du monde et l'évolution future de l'inflation consiste à fournir des intervalles de confiance ou des probabilités. Par exemple, on peut élaborer une « fourchette de référence » ou une « fourchette de suivi » de la croissance monétaire qui soit compatible avec une inflation de 2 % à un horizon déterminé. À cette fourchette de

Figure 6
Prévisions relatives à l'inflation

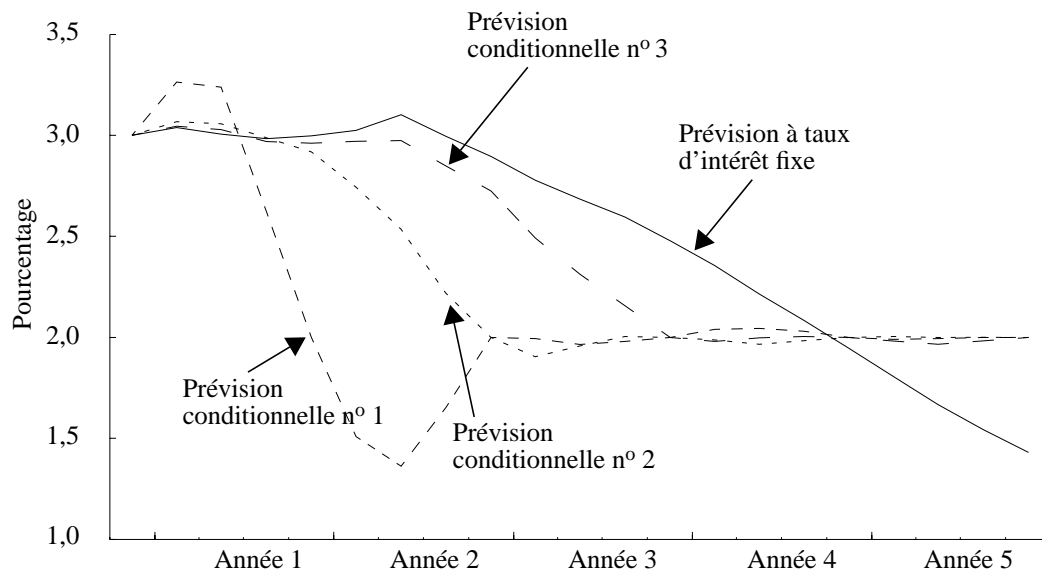


Figure 7
Prévisions relatives à la croissance monétaire

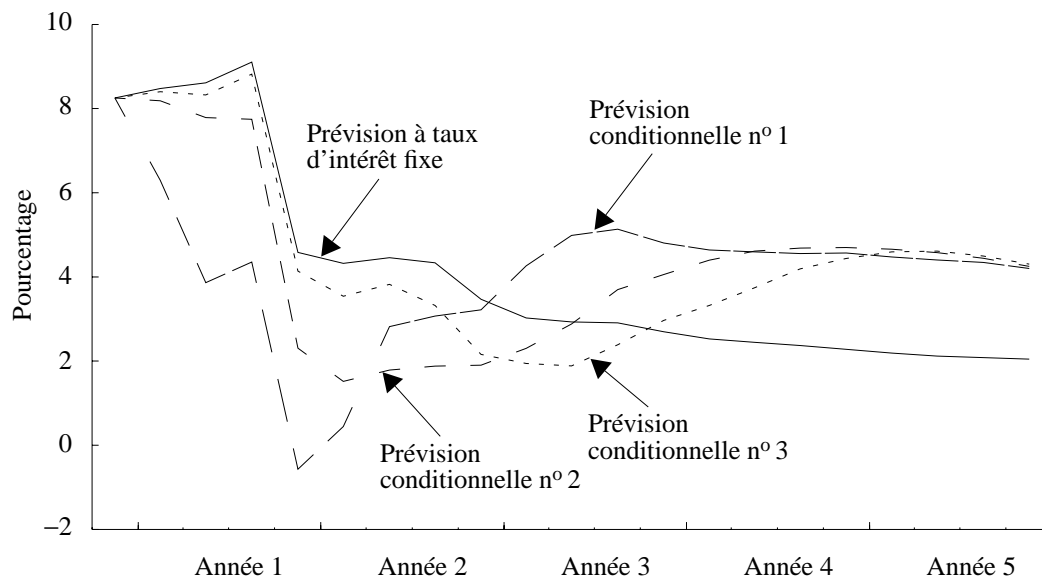
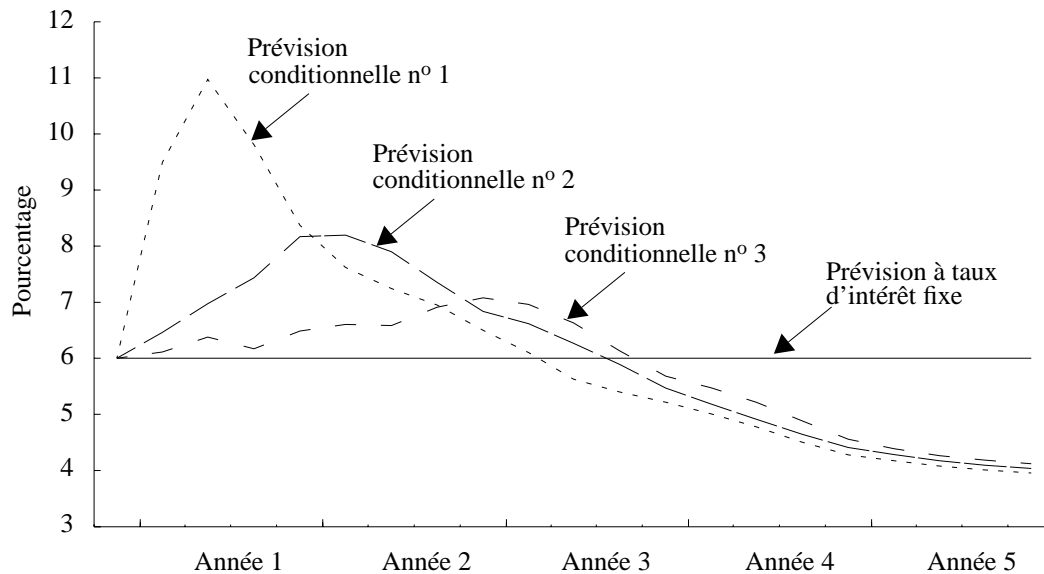


Figure 8
Prévisions relatives au taux à un jour



référence correspondrait une probabilité que l'inflation demeure dans la fourchette cible, ou encore dans une fourchette plus étroite. Dès qu'elles prendraient connaissance de la croissance monétaire effective et donc des écarts par rapport à la fourchette de référence, les autorités seraient averties des risques que l'inflation ne se situe pas dans la fourchette visée. L'un des avantages qu'il y a à utiliser une fourchette de croissance monétaire à titre de variable d'information, outre les prévisions d'inflation elles-mêmes, est que celle-ci aide à évaluer l'évolution des tensions inflationnistes au cours des mois écoulés depuis le calcul de la fourchette de référence¹⁸. Gerlach et Svensson (1999) concluent qu'un « écart monétaire » englobe l'information fournie par un indicateur de la croissance monétaire. Nos résultats appuient généralement cette conclusion. Cependant, les indicateurs de la croissance monétaire et les fourchettes de référence ont ceci d'intéressant que leur rôle est peut-être plus facile à expliquer que celui d'un écart monétaire; ils pourraient donc se révéler utiles à une banque centrale désireuse d'expliquer les raisons de ses interventions.

18. La principale différence entre une cible intermédiaire et une variable d'information réside dans le degré de corrélation entre cette cible ou cette variable, d'une part, et la variable prise pour objectif, d'autre part. En principe, la cible intermédiaire est étroitement corrélée avec la variable objectif, tandis que la corrélation entre celle-ci et la variable d'information est beaucoup moins forte. Il faut aussi tenir compte de la mesure dans laquelle les autorités peuvent influencer la cible intermédiaire et la variable objectif. Si elles ne sont pas en mesure de contrôler la cible intermédiaire, il est peu probable qu'elles puissent contrôler la variable objectif.

Le taux de croissance sur trois mois de la moyenne mobile sur douze mois de la croissance de M3 est l'un des deux piliers de la stratégie retenue par la Banque centrale européenne (BCE) pour instaurer la stabilité des prix et la maintenir¹⁹. Même si la BCE se sert d'un agrégat large pour tenir compte de la possibilité de modifications liées par exemple aux innovations financières, nous avons préféré prendre explicitement en compte les changements observés au Canada dans notre agrégat étroit.

Une autre solution consiste à calculer les probabilités que l'inflation demeure dans la fourchette cible sans se servir d'une fourchette de référence applicable à la croissance monétaire. La Figure 9 montre la prévision conditionnelle de l'inflation et deux intervalles de confiance à 68 % (environ un écart-type) possibles quand le taux d'intérêt est fixé de la même manière que dans la prévision conditionnelle n° 2 (inflation ramenée à 2 % en huit trimestres). Les intervalles de confiance ont été calculés au moyen de la technique de rééchantillonnage *bootstrap* corrigée des biais qui a été proposée par Kilian (1998) et analysée par Sims et Zha (1995)²⁰. La distribution des prévisions de l'inflation délimitée par la plage de fluctuation intérieure est basée sur l'incertitude qui entoure les paramètres du modèle, tandis que la plage extérieure tient compte également de l'incertitude au sujet des chocs exogènes susceptibles de se produire à l'avenir.

Les distributions complètes relatives à la prévision de l'inflation sur quatre trimestres aux horizons de quatre et de huit trimestres sont illustrées aux Figures 10 et 11. Les lignes verticales représentent les intervalles d'erreur à 68 % applicables à la prévision à l'horizon de huit trimestres qu'indique la Figure 9 à la fin de la deuxième année. Des distributions de ce genre nous permettent de calculer diverses probabilités pouvant être utiles aux décideurs. Les probabilités que l'inflation se situe dans la fourchette cible officielle de 1 à 3 % ou dans une fourchette plus étroite de 1,5 à 2,5 % sont présentées au Tableau 1. Il est possible de calculer des fonctions de distribution analogues pour chacune des variables faisant l'objet d'une prévision. Par exemple, des fourchettes de suivi compatibles avec l'obtention du taux d'inflation visé par les autorités peuvent être calculées pour le taux de croissance monétaire ou le taux d'intérêt.

19. La politique monétaire de la BCE, qui vise la stabilité, repose sur i) le rôle prépondérant donné à la monnaie; ii) une évaluation des perspectives d'évolution des prix et des risques qui menacent la stabilité des prix fondée sur une large gamme d'indicateurs financiers et économiques.

20. Cette technique nécessite un rééchantillonnage pour obtenir une première estimation du biais présent dans les coefficients du modèle. On calcule ensuite les coefficients sans biais qui permettront d'obtenir les intervalles d'erreur dans le cadre d'une deuxième simulation *bootstrap*. Cinq mille échantillons *bootstrap* ont été générés à chaque étape.

Figure 9
Prévision conditionnelle d'inflation n° 2, assortie d'intervalles d'erreur

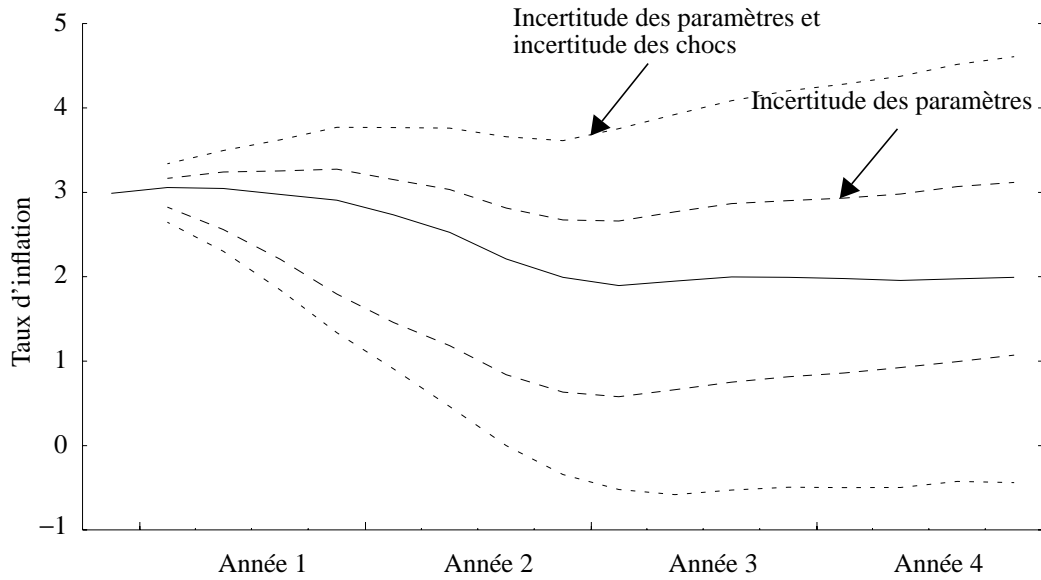


Figure 10
Distribution des prévisions conditionnelles relatives au taux d'inflation sur quatre trimestres avec incertitude des paramètres (prévision conditionnelle n° 2)

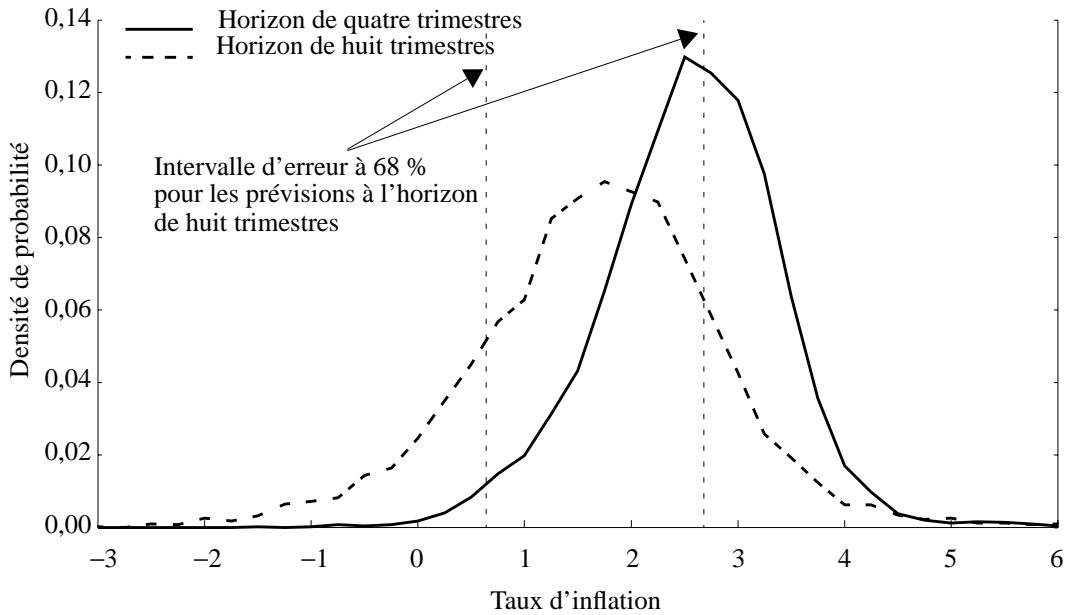
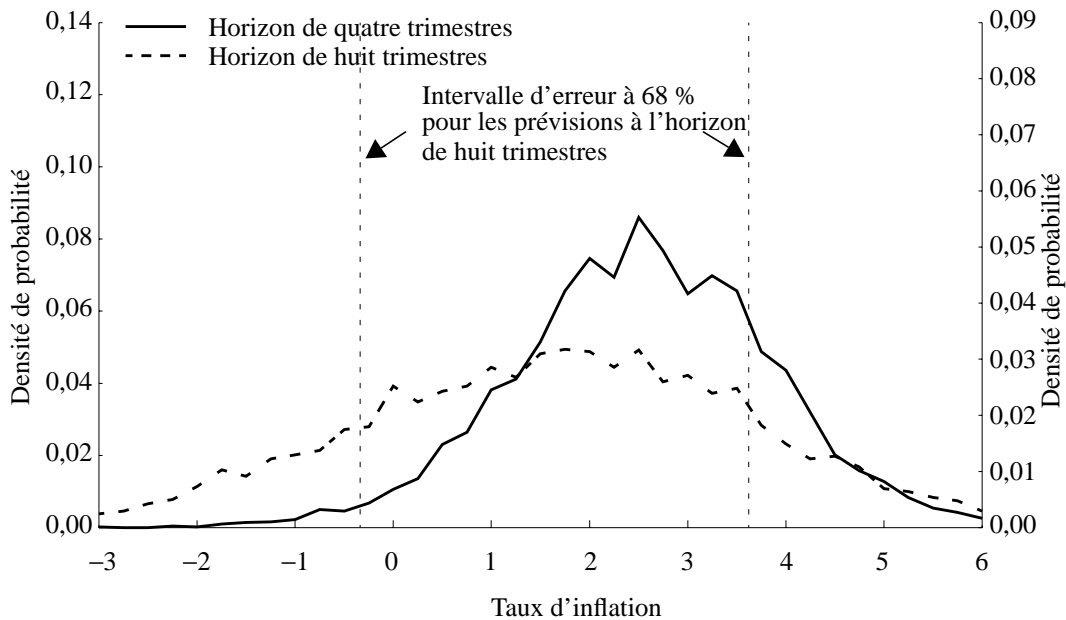


Figure 11

Distribution des prévisions conditionnelles relatives au taux d'inflation sur quatre trimestres avec incertitude des paramètres et des chocs futurs (prévision conditionnelle n° 2)

**Tableau 1**

Probabilité de l'inflation selon la prévision conditionnelle n° 2, avec incertitude des paramètres et des chocs futurs

Date	Probabilité d'une inflation se situant entre 1 % et 3 %	Probabilité d'une inflation se situant entre 1,5 % et 2,5 %
Année 1, trim. 1	50 %	8 %
Année 1, trim. 2	55 %	24 %
Année 1, trim. 3	58 %	30 %
Année 1, trim. 4	52 %	27 %
Année 2, trim. 4	37 %	19 %
Année 3, trim. 4	32 %	17 %

En résumé, notre modèle permet de produire des prévisions précises et les probabilités correspondant à leur réalisation pour un nombre quelconque d'hypothèses de départ ou de scénarios de politique monétaire et peut donc fournir des renseignements utiles sur l'évolution possible de la situation et les scénarios souhaitables aux yeux des autorités.

6 Recherches futures

Des décompositions autres que celle de Choleski auraient pu servir à identifier les chocs de politique monétaire. L'estimation de la réaction de la croissance monétaire à un choc de taux d'intérêt varie selon les périodes. En conséquence, il pourrait être opportun d'inclure une restriction de suridentification dans la décomposition des chocs (voir Bernanke, 1986, ou Sims, 1986) qui modifierait la réaction contemporaine de la croissance monétaire à une variation des taux d'intérêt, de façon à ce que cette réaction diffère du niveau moyen estimé au moyen de la décomposition de Choleski. Un examen de l'évolution récente fait ressortir que la réaction contemporaine de la monnaie à une variation des taux d'intérêt s'est accentuée. (Cette sensibilité plus marquée de la croissance monétaire aux modifications des taux d'intérêt s'explique peut-être par un changement de la rapidité avec laquelle les banques modifient le montant de liquidités qu'elles mettent à la disposition des agents économiques en réaction aux variations de taux d'intérêt décidées par les autorités monétaires.) La variation moyenne, dans le passé, de la croissance monétaire pour une modification de 100 points de base du taux à un jour était d'environ 0,6 %. En appliquant une décomposition de Bernanke à une autre version du modèle (présentée plus bas), nous avons pu porter cette réaction à 1 %²¹.

Dans le cas de la prévision conditionnelle où les autorités s'efforcent de ramener l'inflation à 2 % en l'espace de huit trimestres (prévision conditionnelle n° 2), les taux d'inflation et de croissance monétaire demeurent à peu près les mêmes qu'on utilise la décomposition de Bernanke ou celle de Choleski (voir Figures 12 et 13). Par contre, la diminution de taux d'intérêt qui se révèle nécessaire est plus faible avec la décomposition de Bernanke qu'avec celle de Choleski (voir Figure 14). La croissance monétaire contribue davantage à ramener l'inflation au niveau cible, de sorte que la variation nécessaire du taux d'intérêt est plus faible.

Dans des travaux à venir, nous étudierons aussi des techniques plus avancées d'identification des chocs de politique monétaire, comme celles employées dans le cas du Canada par Fung et Kasumovich (1998) ou Fung

21. Cette valeur (1 %) se situe en deçà de deux écarts-types de la valeur estimée du paramètre de réaction de la monnaie.

Figure 12
Prévisions relatives à l'inflation selon différentes décompositions

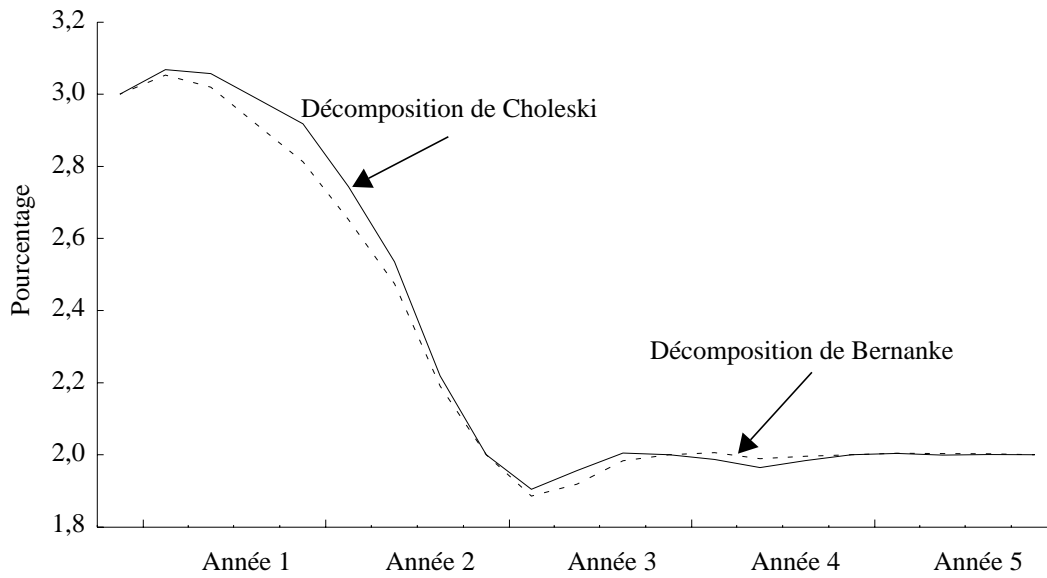


Figure 13
Prévisions relatives à la croissance monétaire selon différentes décompositions

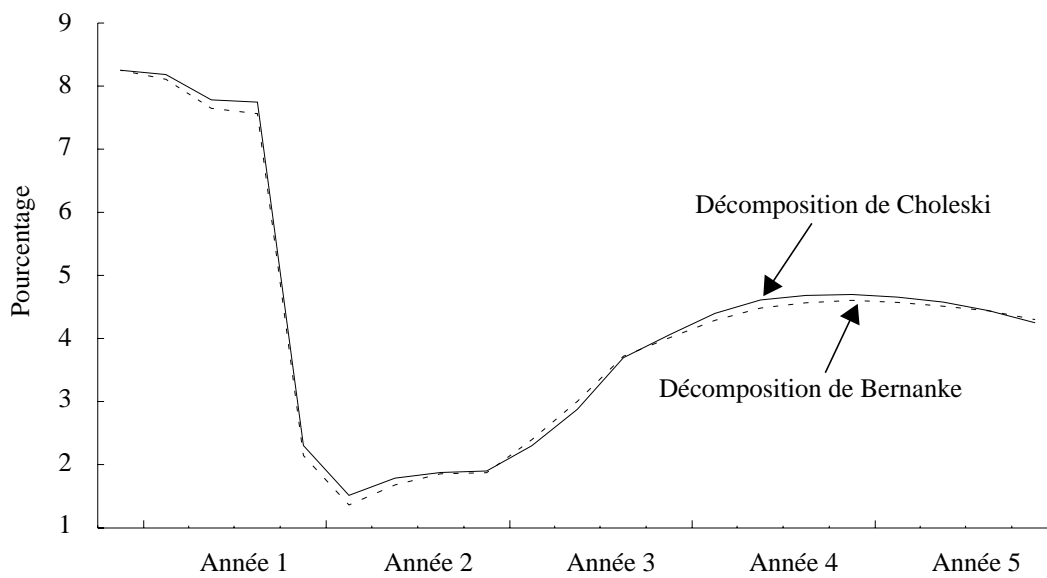
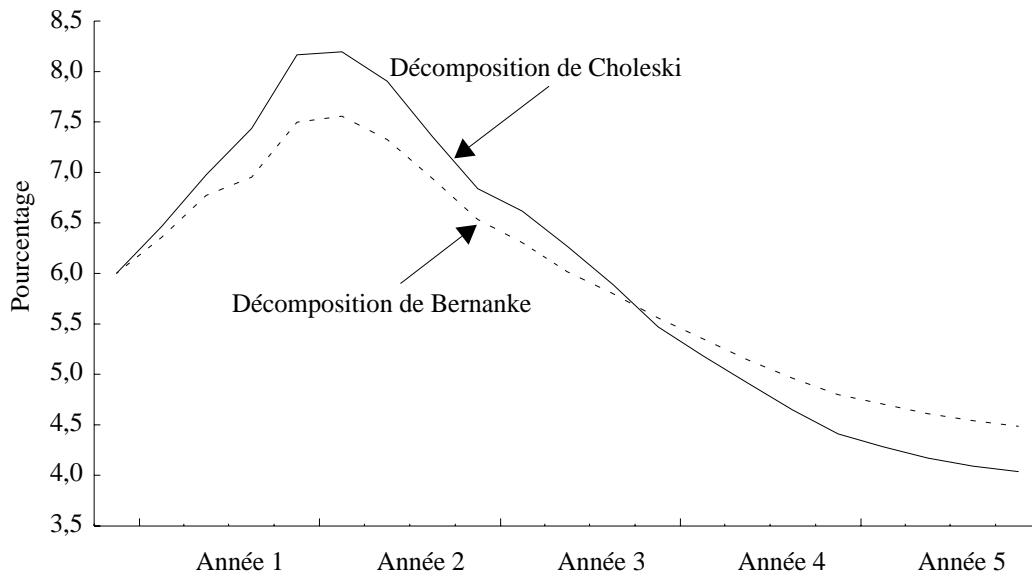


Figure 14
Prévisions relatives au taux à un jour selon différentes décompositions



et Yuan (2000). Les modifications apportées à cet aspect du modèle nous permettront de vérifier la robustesse des prédictions de ce dernier. Des recherches ont également été entreprises à la Banque sur les diverses définitions possibles de la monnaie de transaction et sur la formulation de l'offre de monnaie souhaitée par les institutions financières.

Conclusion

Le MVCE-M1 a permis de prévoir l'inflation de manière relativement satisfaisante par le passé; il semble demeurer un bon modèle de prévision, en particulier si l'on tient compte des modifications qui lui ont été apportées, par exemple le recours à M1 corrigé, l'identification des chocs de politique monétaire et le calcul des probabilités que l'on observe un taux d'inflation donné.

Les prévisions fournies par le MVCE peuvent servir à compléter l'information produite par les autres modèles utilisés à la Banque en donnant un autre aperçu de l'évolution que pourrait subir l'économie et en renseignant sur les risques de hausse ou de baisse de l'inflation. Le recours à plusieurs modèles pourrait être particulièrement indiqué en période d'incertitude extrême ou de changements structurels. Cependant, même au cours des périodes de relative stabilité, les informations provenant de

différents modèles sont utiles aux décideurs désireux de soupeser les risques qui entourent les perspectives d'avenir²².

Lorsque différents modèles produisent des prévisions similaires, les décideurs devraient normalement avoir moins de doutes au sujet de l'évolution future de la situation, toutes choses égales par ailleurs, et moins de mal à décider des mesures à adopter. C'est toutefois quand un premier modèle reposant sur un ensemble déterminé de variables et d'hypothèses prévoit un résultat mais qu'un second faisant appel à un ensemble différent de variables et d'hypothèses en prévoit un autre, très différent peut-être, que l'emploi de modèles multiples se révèle le plus précieux. En tout état de cause, l'accès aux prévisions provenant de modèles multiples devrait permettre aux autorités de disposer de plus d'information et, par conséquent, d'atteindre leurs objectifs. Comme le recommande Alan Blinder (1998, p. 12) : « Faites appel à toute une série de modèles et ne vous fiez jamais outre mesure à un modèle en particulier. »

22. Voir par exemple Engert et Selody (1998) et Berk (1997). Différents modèles sont utilisés pour simuler un choc, par exemple une modification de la politique monétaire ou un choc dans le secteur réel de l'économie, et pour évaluer l'effet produit sur les valeurs prévues des variables à l'étude. Le recours à plusieurs modèles peut aussi être utile pour évaluer l'incertitude liée à des chocs particuliers.

Annexe

Description détaillée du MVCE basé sur M1 corrigé

Étape 1 : Estimation de la demande de monnaie à long terme et de l'écart monétaire

La méthode de Johansen-Juselius nous sert à évaluer l'existence d'une relation unique de cointégration à long terme entre la monnaie, l'inflation, la production et les taux d'intérêt (au moyen de données non désaisonnalisées). Nous avons recours à un modèle à correction d'erreurs parce que nous faisons l'hypothèse que les écarts de la demande de monnaie par rapport à l'offre de monnaie (c.-à-d. les écarts monétaires) sont corrigés en longue période. Le modèle est de la forme suivante :

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + VMZ_t + \alpha\beta'[X_{t-1}, VM80a_{t-1}], \quad (A1)$$

où

$$X_t = [MI_t, IPC_t, Y_t, T1Jf_t]$$

$T1Jf_t$ = niveau du taux à un jour « sans choc de politique » =
 $T1J_t - \varepsilon_t$ (ε_t est le résidu de l'équation (A8), qui se rapporte au taux d'intérêt)

MI_t = niveau en logarithme de M1 corrigé

Y_t = niveau en logarithme de la production réelle

IPC_t = niveau en logarithme de l'indice des prix à la consommation

Z_t = [constante, trois variables muettes saisonnières, écart de production $_{t-1}$, $\Delta \log(\text{taux de change})$ de t à $t-3$, $\Delta \text{taux } PC90\acute{E}U_t, VM80b * \Delta DPAP_t, VM80a_t]$

écart de production $_{t-1}$ = $Y_t -$ production potentielle estimée par la Banque du Canada à l'aide du MTP

$PC90\acute{E}U$ = taux du papier commercial à 90 jours aux États-Unis

$VM80b$ = 0 avant le 1^{er} trimestre de 1980, 1 ensuite

$DPAP_t$ = dépôts à préavis autres que ceux des particuliers

$VM80a_t = 0$ avant le 1^{er} trimestre de 1980, 1 après le 4^e trimestre de 1982. Passe de façon linéaire de 0 à 1 dans l'intervalle.

$\Gamma(L)$ = matrice des paramètres d'un processus de retard d'ordre 4

L'équation (A1) est estimée sur la période allant du premier trimestre de 1956 au quatrième trimestre de 1998.

L'écart monétaire est calculé de la manière suivante :

$$\acute{e}cartm_t = c + MI_t - IPC_t - \hat{\beta}_{yt} Y_t + \hat{\beta}_{rt} T1Jf_t + \hat{\beta}_{vm81t} VM80a_t, (A2)$$

où

c = constante à long terme assurant la convergence de l'écart vers 0 en régime permanent

$\hat{\beta}_{yt}, \hat{\beta}_{rt}, \hat{\beta}_{vm81t}$ = valeurs des paramètres à long terme estimés par Johansen

Certaines variables supplémentaires doivent être calculées avant de passer à l'étape de prévision (étape 3).

Étape 2 : Écart entre les taux d'intérêt

L'écart entre les taux d'intérêt, $\acute{E}CARTR_t$, est estimé à l'aide de l'équation auxiliaire suivante :

$$R_t = k + aR\acute{E}U_t, (A3)$$

où

$R_t = T1J_t - \text{inflation attendue}_t$

$R\acute{E}U_t = PC90\acute{E}U_t - \text{inflation attendue aux États-Unis}_t$

Inflation attendue_t ($E[\text{inflation}_t]$) = inflation effective de $t - 1$ à t

Inflation attendue aux États-Unis_t = inflation effective aux États-Unis de $t - 1$ à t

Par conséquent, l'écart entre les taux réels est $R_t - (k + aR\acute{E}U_t)$. Pour obtenir l'écart entre les taux d'intérêt nominaux, on ajoute l'écart entre les taux d'inflation attendus. L'écart entre les taux d'intérêt nominaux ainsi obtenu est

$$\acute{E}CARTR_t = R_t - (k + aR\acute{E}U_t) + E[\text{inflation}_t] - \text{inflation}_{rp}, (A4)$$

où l'inflation attendue est définie de la manière décrite précédemment et l'inflation de régime permanent est, par hypothèse, le taux d'inflation moyen

des dix années précédentes. Au premier trimestre de 1993, l'inflation de régime permanent passe à 2 %, pour demeurer ensuite à ce niveau.

Étape 3 : Modèle de prévision

Équation 1 : M1

$$\Delta M1_t = \Gamma_1(L) \begin{bmatrix} \Delta M1_t \\ \Delta IPC_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta T1J_t \end{bmatrix} + VM_1 Z_t + \alpha_1 \acute{E}CARTM_{t-1}, \quad (A5)$$

où

$$Z_t = [\text{constante, écart de production}_{t-1}, \Delta \log(\text{taux de change}) \text{ de } t \text{ à } t-3, \Delta \text{taux } PC90\acute{E}U_t, VM80b * \Delta DPAP_t, POLMON_{t-1}]$$

$POLMON_{t-1} = 0$ avant le 1^{er} trimestre de 1988, taux d'inflation sur quatre trimestres moins taux d'inflation visé par la suite. Le taux d'inflation visé est de 3 % du premier trimestre de 1988 au quatrième trimestre de 1992, puis il diminue graduellement pour s'établir à 2 % au quatrième trimestre de 1995; il reste ensuite à ce niveau.

$\acute{E}CARTM_{t-1}$ = écart monétaire obtenu de la manière décrite à l'étape 1

Équation 2 : Prix

$$\Delta IPC_t = \Gamma_2(L) \begin{bmatrix} \Delta M1_t \\ \Delta IPC_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta T1J_t \end{bmatrix} + VM_1 Z_t + \alpha_1 \acute{E}CARTM_{t-1}, \quad (A6)$$

où

$$Z_t = [\text{constante, écart de production}_{t-1}, \Delta \log(\text{taux de change}) \text{ de } t \text{ à } t-3, \Delta \text{taux } PC90\acute{E}U_t, VM80b * \Delta DPAP_t, VM80a, VM\text{POL}]$$

$VMPOL = 0$ avant le 1^{er} trimestre de 1993, augmente graduellement pour atteindre 1 au quatrième trimestre de 1999 et reste ensuite à ce niveau

$\acute{E}CARTM_{t-1}$ = écart monétaire calculé de la manière décrite à l'étape 1

La variable muette $VMPOL$ sert à représenter le passage à un nouveau taux d'inflation plus faible en régime permanent. Cette équation est soumise à une contrainte de manière à produire un taux d'inflation de 2 % en régime permanent.

Équation 3 : Production

$$\Delta Y_t = \Gamma_3(L) \begin{bmatrix} \Delta M1_t - \Delta IPC_t \\ \Delta Y_t \\ \text{différentiel}_t \end{bmatrix} + VM_1 Z_t + \alpha \acute{E}CARTM_{t-1}, \quad (A7)$$

où

différentiel_t = taux à un jour moins taux des obligations à 10 ans ou plus (tiré du MTP)

$Z_t = [\text{constante, écart de production}_{t-1}, \Delta \text{taux } PC90\acute{E}U_t, VM80b * \Delta DPAP_t, VM91, VM89]$

$VM91 = 0$ avant le 1^{er} trimestre de 1991, 1 ensuite

$VM89 = 0$ avant le 1^{er} trimestre de 1989, 1 entre ce trimestre et le deuxième trimestre de 1996, 0 ensuite

L'équation est soumise à une contrainte de manière que le taux de croissance de la production soit égal à 2,3 % en régime permanent et que les coefficients des prix soient de signe opposé à celui des coefficients de la monnaie, mais aient la même valeur (nous utilisons dans l'équation la croissance monétaire réelle plutôt que la croissance monétaire nominale).

Équation 4 : Taux à un jour

$$\Delta T1j_t = \Gamma_4(L) \begin{bmatrix} \Delta M1_t \\ \Delta IPC_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta T1j_t \end{bmatrix} + VM_2 Z_t + \alpha_2 \acute{E}CARTM_{t-1} + \gamma_1 \acute{E}CARTR_{t-1} + \gamma_2 PSC_{t-1}, \quad (A8)$$

où

$Z_t = [\text{constante, écart de production}_{t-1}, \Delta \log(\text{taux de change}) \text{ au point } t, \Delta \text{taux } PC90\acute{E}U_t \text{ de } t \text{ à } t-3, VM80b * \Delta DPAP_t, POLMON_{t-1}]$

$\acute{E}CARTR_{t-1} = \text{écart de taux d'intérêt calculé de la manière décrite à l'étape 2}$

$PSC_{t-1} = \text{écart par rapport à la parité de taux d'intérêt sans couverture, celle-ci étant définie ainsi :}$

$$PSC_t = T1j_t - (PC90\acute{E}U_t + 400(txch_{t+1} - txch_t) + k + (a - 1)R\acute{E}U_t), \quad (A9)$$

où a et k sont tirés de l'équation (A4) et $txch$ est le niveau en logarithme du taux de change Canada/États-Unis.

Équation 5 : Parité relative des pouvoirs d'achat

$$PRPA_t = \Gamma_3(L) \left[\Delta MI_t \ \Delta Y_t \ \Delta T1j_t \ PRPA_t \right] + VM_2 Z_t + \gamma_2 \acute{E}CARTR_{t-1}, \quad (A10)$$

où

$$PRPA_t = \Delta TXCOMP - \Delta IPC + \Delta IPC\acute{E}U$$

$Z_t = [\text{constante, écart de production}_{t-1}, \Delta \text{taux } PC90\acute{E}U_t \text{ de } t \text{ à } t-2, VM60T1, VM73 * PRPA_{t-1}, \Delta ppb \text{ de } t \text{ à } t-2]$

$VM60T1 = \text{variable muette égale à 1 au 1}^{\text{er}}$ trimestre de 1960 seulement

$VM73 = \text{variable muette égale à 1 à partir du 1}^{\text{er}}$ trimestre de 1973 et à 0 avant

$ppb = \text{niveau en logarithme des prix des produits de base}$

$TXCOMP = \text{niveau en logarithme du taux de change Canada/États-Unis}$

Équation 6 : Variation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers

Processus autorégressif d'ordre 4 assorti de variables muettes constantes, $VM80a$ et $VM87T3$. La variable $VM87T3$ est égale à 1 à partir du troisième trimestre de 1987 et à 0 avant.

Équation 7 : Taux d'inflation aux États-Unis

Processus autorégressif d'ordre 4 sans contrainte basé sur le taux d'inflation trimestriel aux États-Unis

Équation 8 : Taux d'intérêt réel à 90 jours aux États-Unis

Processus autorégressif d'ordre 2 fondé sur le taux d'intérêt réel à 90 jours aux États-Unis, avec des variables muettes constantes pour les périodes 1973T1-1979T4 et 1981T1-1986T1.

Bibliographie

- Armour, J., J. Atta-Mensah, W. Engert et S. Hendry (1996). « A Distant Early Warning Model of Inflation Based on M1 Disequilibria », document de travail n° 96-05, Banque du Canada.
- Armour, J., W. Engert et B. S. C. Fung (1996). « Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions », document de travail n° 96-04, Banque du Canada.
- Atta-Mensah, J. et L. Nott (1999). « L'évolution récente des agrégats monétaires et son incidence », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 5-19.
- Aubry, J.-P. et L. Nott (2000). « La mesure de la monnaie de transaction dans un monde caractérisé par l'innovation financière ». In : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 3-40.
- Banque du Canada (1998). « L'évolution récente des agrégats monétaires et ses conséquences », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 3-15.
- (1999). *Rapport sur la politique monétaire*, mai.
- Berk, J. M. (1997). *Monetary Transmission: What Do We Know and How Can We Use It?*, édition revue, DNB Staff Reports n° 15, Amsterdam, De Nederlandsche Bank.
- Bernanke, B. (1986). « Alternative Explanations of the Money-Income Correlation », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 25, p. 49-99.
- Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, The Lionel Robbins Lectures, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Butler, L. (1996). *The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model, Part 4. A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*, Rapport technique n° 77, Ottawa, Banque du Canada.
- Crow, J. (1988). « La politique monétaire à l'œuvre au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, février, p. 3-17.
- Dorfman, J. (1999). « Punch Bowls, Barges, and Other Bits of Fed Lore », *Bloomberg News*, 20 mai 1999, <URL:<http://www.bloomberg.com/feature.html>> (20 mai 1999).
- Engert, W. et S. Hendry (1998). « Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two », document de travail n° 98-6, Banque du Canada.
- Engert, W. et J. Selody (1998). « Uncertainty and Multiple Paradigms of the Transmission Mechanism », document de travail n° 98-7, Banque du Canada.
- Freedman, C. (1983). « Financial Innovation in Canada: Causes and Consequences », *American Economic Review*, vol. 73, n° 2, p. 101-106.
- Fung, B. S. C. et M. Kasumovich (1998). « Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, n° 3, p. 575-592.
- Fung, B. S. C. et M. Yuan (2000). « La mesure de l'orientation de la politique monétaire ». In : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 267-300.
- Gerlach, S. et L. E. O. Svensson (1999). « Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators? », BRI et Institute for International Economic Studies, Stockholm University, ébauche.
- Gomme, P. (1998). « Canada's Money Targeting Experiment », *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, 1^{er} février, p. 1-4.
- Hendry, S. (1995). « Long-Run Demand for M1 », document de travail n° 95-11, Banque du Canada.
- Johansen, S. et K. Juselius (1990). « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, n° 2, p. 169-210.

- Kilian, L. (1998). « Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions », *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n° 2, p. 218-230.
- Laidler, D. (1999). « La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 17-29.
- Sims, C. A. (1986). « Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, n° 1, p. 2-16.
- Sims, C. A. et T. Zha (1995). « Error Bands for Impulse Responses », document de travail n° 95-6, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Svensson, L. E. O. (1999). « Monetary Policy Issues for the Eurosystem », Discussion Paper n° 2197, Londres, Centre for Economic Policy Research.

Commentaires

Stefan Gerlach

Vue d'ensemble

À l'aide de données relatives au Canada, Adam et Hendry estiment un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) simple mais intéressant, dont les principales variables sont M1 et l'indice des prix à la consommation (IPC). Leur étude trouve sa source dans la rupture, survenue au début des années 1990, de la relation étroite et stable qui existait par le passé entre M1 et l'IPC. Trois facteurs, selon eux, pourraient expliquer cette rupture : la « restructuration » de l'économie canadienne, l'adoption de cibles en matière d'inflation et les innovations financières, du fait de l'écart introduit entre la mesure de la monnaie au sens étroit qui importe sur le plan économique et M1. Les deux auteurs mettent l'accent sur le troisième facteur et proposent donc une stratégie permettant de corriger M1 des « distorsions » qui l'entachent. Ils démontrent aussi que, quand ils utilisent les données ainsi corrigées, le modèle estimé se comporte bien sur l'ensemble de la période d'estimation. Ils montrent enfin que le modèle peut servir à prévoir l'inflation ainsi qu'à faire des analyses et des simulations aux fins de la politique monétaire.

Ma première réaction devant cette étude a été très favorable. L'inflation est un phénomène monétaire, et des périodes d'inflation, même modérée, ne sont pas possibles sans une croissance soutenue des agrégats monétaires. En outre, si l'évolution de la monnaie est en grande partie une réaction endogène à l'état de l'économie, il est difficile de croire que la monnaie ne joue pas aussi un rôle actif dans le mécanisme de transmission. C'est pourquoi, à mon avis, la monnaie a son importance, ce dont nous devrions logiquement tenir compte dans la conduite de la politique monétaire.

Bien entendu, le fait que la croissance monétaire soit à l'origine de l'inflation et la probabilité que la monnaie joue, du moins en partie, un rôle actif dans le mécanisme de transmission n'impliquent pas nécessairement que la monnaie doive être prise pour cible ou avoir préséance sur les autres variables indicatrices. L'importance relative à accorder à la monnaie est une question strictement empirique; une recherche économétrique élégante comme celle qui est présentée dans l'étude d'Adam et Hendry est justement le type d'analyse qui peut nous aider à trancher cette question.

Cependant, je dois admettre qu'au terme de ma lecture, j'étais moins convaincu de l'utilité de suivre de près l'évolution de la monnaie pour la conduite de la politique monétaire au Canada que les auteurs semblent l'être. Au lieu de concentrer mes commentaires sur les aspects strictement économétriques de l'étude — par exemple, la question de savoir s'il est fondé de considérer l'écart de production et le taux de change comme des variables exogènes dans l'analyse de cointégration, étant donné que le niveau de la production et celui des taux d'intérêt sont définis comme endogènes —, je livrerai quelques réflexions plus générales que m'inspire l'étude.

Question 1 : Les corrections apportées aux données et les variables muettes

Ainsi que le signalent Adam et Hendry, la relation stable qui existait auparavant entre M1 et l'inflation semble avoir disparu dans les années 1990. Pour parvenir à tirer des données l'information qu'elles recèlent, les auteurs élaborent une version modifiée de M1 et montrent que, si l'on utilise ces données corrigées, le modèle se comporte bien au cours des années 1990 aussi. Cette façon de procéder appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, en raison de la façon dont les données ont été corrigées, il est inévitable que le modèle présente un bon ajustement. Pour corriger les données, les auteurs estiment le MVCE au moyen des données antérieures au changement de la relation. Ils entreprennent ensuite de prévoir M1 hors échantillon en postulant que la relation n'a pas été modifiée et considèrent le niveau prévu du stock de monnaie comme une mesure corrigée de M1¹. Pour reprendre les termes des auteurs, « l'évolution de M1 corrigé peut être considérée comme la croissance monétaire qui aurait été observée [...] si la relation entre la monnaie [...] et les prix ne s'était pas modifiée » (p. 188). Par conséquent, si le modèle reproduit bien les données

1. À proprement parler, ils font la régression des valeurs prévues sur d'autres variables et se servent des valeurs ainsi obtenues pour élaborer la série de M1 corrigé.

corrigées, c'est parce qu'il a servi à les élaborer. Une telle circularité incite à conclure non seulement que les nouvelles données ne fournissent guère, sinon pas du tout, d'information supplémentaire, mais aussi que les estimations du MVCE obtenues pour l'ensemble de l'échantillon sont entachées d'un biais de régression de taille indéterminée.

Deuxièmement, la validité des corrections apportées aux données et du recours à des variables muettes (pour représenter les changements structurels) dépend de l'usage auquel le modèle est destiné. Si l'on se propose d'interpréter des données rétrospectives, cette méthode est tout à fait raisonnable. Adam et Hendry montrent par exemple que, lorsqu'ils utilisent les données corrigées, l'élasticité-revenu estimée de la demande de monnaie est stable dans le temps et se situe presque exactement à 0,5, conformément à la formule, justement célèbre, de demande de monnaie de Baumol et Tobin.

Si, par contre, on souhaite se servir du modèle pour l'analyse de la politique monétaire, il est plus difficile d'accepter les corrections apportées aux données et le recours à des variables muettes. En fait, c'est justement parce que des corrections et des variables muettes de ce genre sont généralement nécessaires pour interpréter les statistiques monétaires que les banques centrales hésitent à se baser sur l'évolution de la monnaie pour conduire leur politique. Autrement dit, si le modèle présenté dans l'étude permet de prévoir convenablement l'inflation, il reste que, si l'on veut l'utiliser pour la conduite de la politique monétaire, il faut également prévoir dans l'avenir quelles nouvelles corrections et variables muettes — lesquelles forment une partie intégrante, mais cachée, du modèle — seront nécessaires dans l'avenir. Il faut souligner à cet égard qu'il n'est pas toujours évident sur le moment qu'un changement structurel vient de se produire. À titre d'exemple, je signalerai simplement que les corrections apportées à M1 par Adam et Hendry sont imputables à des changements qui se sont produits environ sept ans auparavant.

Question 2 : Ce modèle est-il supérieur aux autres?

Les auteurs démontrent que le MVCE peut servir à prévoir l'inflation future et à déterminer l'évolution que doivent connaître les taux d'intérêt à court terme pour amener l'inflation sur la trajectoire souhaitée. Bien entendu, le fait que ce modèle soit utile à ces fins ne signifie pas forcément qu'il s'agisse du meilleur modèle. Il pourrait en effet exister des modèles non monétaires supérieurs qui pourraient servir à ces mêmes fins. À la lecture du document, on est naturellement amené à s'interroger sur la performance du MVCE relativement aux autres modèles de prévision disponibles, dont il devrait exister un certain nombre pour le Canada. À mon avis, les auteurs

auraient été plus convaincants s'ils avaient pu démontrer que leur modèle produit bel et bien des prévisions de l'inflation plus exactes que les modèles concurrents. Étant donné que nous nous intéressons à l'évolution de la monnaie parce que l'inflation nous préoccupe, il serait naturel de commencer par examiner les modèles à équation unique décrivant le processus d'inflation. On pourrait ensuite recourir à des tests de caractère englobant pour étudier l'efficacité relative des différents modèles.

Question 3 : Quel est le rôle des cibles d'inflation?

Adam et Hendry reconnaissent que les changements structurels de la relation existant entre la monnaie et les prix n'ont pas forcément eu pour origine l'effet des innovations financières sur M1 : il pourrait s'agir tout aussi bien de changements intervenus ailleurs dans l'économie. Les auteurs mentionnent expressément que la modification de cette relation pourrait être attribuable à l'adoption de cibles en matière d'inflation au début des années 1990, qui coïncide en gros avec le changement structurel mis en relief dans l'étude. Étant donné que l'adoption de cibles a sans doute été l'un des faits marquants de l'histoire monétaire récente au Canada — lequel a très probablement influé sur le processus d'établissement des prix —, il est assez étonnant que les auteurs aient choisi d'axer leur analyse uniquement sur la possibilité que M1 ait subi des distorsions.

Afin de voir pourquoi l'adoption de cibles en matière d'inflation aurait pu entraîner le changement effectivement observé de la relation économétrique entre la monnaie et les prix, considérons le cas d'une économie où l'inflation a été faible ou modérée et où la banque centrale n'est pas entièrement crédible. Dans cette économie, il semble plausible que les agents interprètent une accélération de la croissance monétaire comme le signe précurseur d'une accélération de l'inflation. Comme le renforcement des attentes en matière d'inflation influe sur le processus d'établissement des salaires et des prix, il est probable qu'on observera une relation étroite entre la croissance monétaire et l'inflation effective. Introduisons maintenant une cible d'inflation et supposons que cette nouvelle politique soit parfaitement crédible, de sorte que le taux d'inflation attendu corresponde à la cible choisie. Dans ces conditions, une hausse de la croissance monétaire n'aura aucun effet sur les attentes d'inflation et exercera donc peu d'influence sur l'inflation effective. Il se pourrait donc bien que l'adoption de cibles entraîne une rupture de la relation entre la monnaie et l'inflation.

Pour étudier plus à fond cette question, il faudrait examiner de plus près la stabilité de chacune des équations composant le MVCE, et tout particulièrement celle de l'équation d'inflation. Il serait même souhaitable

d'introduire une équation d'inflation ayant un caractère plus structurel, qui permette d'exprimer l'influence de l'adoption de cibles sur les attentes d'inflation et le processus d'établissement des prix. Compte tenu de l'excellent travail déjà effectué par Adam et Hendry, un tel ajout ne devrait pas exiger de leur part un trop grand effort.

Commentaires

Shamik Dhar

Introduction

Je dois vous avouer d'abord que j'ai aimé l'étude d'Adam et Hendry et, en fait, le thème du colloque. J'ai bien quelques remarques à faire sur des points techniques, que je préciserai dans un instant, mais je suis d'accord avec le thème général — à savoir que les modèles appliqués de ce genre, qui attribuent à la monnaie un rôle actif et central dans le mécanisme de transmission, devraient faire partie de la panoplie de toute banque centrale. La volonté de disposer d'une telle panoplie — c'est-à-dire d'un éventail de modèles permettant d'analyser l'économie et les questions précises qui intéressent les décideurs — est en soi très importante, comme on le mentionne à plusieurs reprises dans l'étude. À la Banque d'Angleterre, nous avons publié récemment un ouvrage décrivant l'ensemble des modèles dont nous disposons (Banque d'Angleterre, 1999).

Pourquoi des modèles monétaires?

Au cours des dernières années, un consensus paraît s'être cristallisé sur un modèle particulier dans la littérature traitant de la politique monétaire — appelons-le modèle IS-LM basé sur des fondements microéconomiques (plus ou moins étoffés). Les pionniers dans ce domaine ont été Rotemberg et Woodford (1997) ainsi que McCallum et Nelson (1998); leurs modèles se sont révélés fort utiles dans bien des cas, par exemple dans les études consacrées aux règles de conduite de la politique monétaire. Les banques centrales pourraient toutefois être étonnées d'apprendre que la monnaie ne joue aucun rôle dans ces modèles. C'est que l'inflation a pour point d'ancrage une cible parfaitement crédible en matière d'inflation. La

monnaie ne joue pas de rôle non plus dans le mécanisme de transmission incorporé à ces modèles, alors que le professeur Meltzer, de l'Université Carnegie Mellon, a établi récemment l'existence d'une relation étroite entre l'activité réelle et les valeurs retardées des encaisses réelles — résultat qu'Edward Nelson, dans une recherche effectuée à la Banque d'Angleterre, est parvenu à reproduire dans le cas du Royaume-Uni. J'aime à penser que ce colloque vise à répondre aux préoccupations que cet état de choses suscite chez certains d'entre nous. Il se peut que la monnaie joue un rôle d'indicateur à court terme; elle pourrait jouer un rôle dans le mécanisme de transmission (comme le donne à penser l'étude d'Adam et Hendry) et elle pourrait même contribuer, dans certains cas, à ancrer les attentes à long terme en matière d'inflation. Toutes ces possibilités, qui sont examinées dans les différentes communications présentées à ce colloque, gardent leur intérêt pour les spécialistes de l'économie monétaire, même dans les banques centrales qui ont adopté une cible en matière d'inflation.

Le modèle d'Adam et Hendry

Les auteurs estiment un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) à l'aide de techniques popularisées par Johansen et Hendry, entre autres économistes. Ils présentent une fonction type de demande de monnaie, dans laquelle un agrégat monétaire réel relativement étroit (M1) est fonction du revenu et d'un taux d'intérêt. J'aurais aimé disposer d'une description plus détaillée des équations ainsi que de statistiques de test essentielles. Je suis souvent rebuté par les documents qui sont truffés d'équations, mais j'estime que cette étude-ci va un peu trop loin dans l'autre sens. Quelques questions me viennent spontanément à l'esprit quand j'examine la description qu'Adam et Hendry font de leur modèle, dans la deuxième section.

- Premièrement, Adam et Hendry ont choisi de représenter la tendance à la hausse de la vitesse de circulation de M1 au moyen du coefficient de la production au lieu, par exemple, d'imposer un coefficient unitaire et d'avoir une équation de vitesse de circulation suivant une tendance déterministe ou stochastique. Je n'ai pas de préférence concernant la technique à privilégier, mais je remarque que la période d'estimation se caractérise par une évolution rapide de la technologie des systèmes de paiement. Nous détectons assurément, au Royaume-Uni et aux États-Unis, des signes indiquant un plafonnement, et peut-être même maintenant une diminution, de la vitesse de circulation de la monnaie au sens étroit. Il serait intéressant, à tout le moins, d'avoir quelques estimations récursives du coefficient de la production et, dans un cadre de prévision conditionnelle, de pouvoir tenir compte sans difficulté des variations de la vitesse de circulation tendancielle.

- Deuxièmement, pourquoi le terme de taux d'intérêt est-il exprimé en niveau plutôt que sous la forme d'un écart par rapport à un taux du marché? Je comprends que M1 corrigé inclut les dépôts portant intérêt et qu'une bonne partie de l'étude s'inspire de la théorie relative au rôle de tampon joué par la monnaie. J'aurais cru que ces deux facteurs militaient en faveur de l'emploi d'un écart de taux (déjà présent dans le vecteur autorégressif sous-jacent) et de l'inclusion d'un canal supplémentaire (le « canal de l'écart de taux ») pour la transmission de la politique monétaire. Adam et Hendry soutiendraient sans doute que l'agrégat utilisé doit mesurer les encaisses de transaction et non d'épargne, mais j'aimerais qu'on me fournisse des arguments un peu plus convaincants.
- Troisièmement, un certain nombre de variables faiblement exogènes (du moins je le suppose) sont incorporées afin de rendre le MVCE plus stable. Parmi ces variables figurent une valeur retardée de l'écart de production et la variation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers. Je suis préoccupé par le nombre et la diversité des variables qui sont nécessaires pour rendre le modèle stable *ex post*, ainsi que par leur rôle dans une prévision *ex ante*. Je me demande comment projeter l'écart de production dans un contexte de prévision conditionnelle. Cet écart est-il compatible avec les prévisions découlant des équations relatives à la production? Si ce n'est pas le cas, cela cause-t-il un problème? La question de la variation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers est liée à celle de la vitesse de circulation : comment prévoir l'évolution de cette composante dans un contexte de variation rapide de la vitesse de circulation tout en conciliant cette évolution avec l'hypothèse concernant la vitesse de circulation tendancielle?

Après avoir estimé une fonction de demande de monnaie à long terme, Adam et Hendry élaborent une mesure de l'écart monétaire global (voir la Figure 1 de leur étude). Nous avons obtenu des graphiques semblables dans le cas du Royaume-Uni au moyen de techniques similaires. La ressemblance entre leur graphique et les nôtres est manifeste. Je la trouve encourageante et, dans le même temps, préoccupante. On observe immédiatement la période de forte inflation (sur laquelle se penche Larry Christiano) des années 1970, qui semble correspondre, au moins en partie, à un phénomène mondial. Les propriétés de corrélation et d'indicateur avancé sont bonnes pour cette période, mais comme on ne peut en dire autant pour les années 1990, il est très difficile dans la pratique de défendre le recours à des prévisions basées sur la monnaie (certainement devant le Comité de la politique monétaire de la Banque d'Angleterre). Les attentes en matière d'inflation se sont modifiées durant les années 1990, et l'on parvient mal à les expliquer au moyen de la croissance monétaire ou des écarts monétaires. Les monétaristes peuvent trouver un certain réconfort

dans le fait que les modèles basés sur l' « écart de production » ne s'en tirent pas mieux, mais c'est une bien mince consolation en vérité.

Adam et Hendry passent un certain temps à décrire l'agrégat monétaire qui leur sert de variable dépendante — M1 corrigé, qu'ils qualifient de monnaie « sans distorsion », mais qui constitue davantage, à mon sens, la « monnaie de transaction ». Il s'agit essentiellement d'une moyenne pondérée des diverses catégories d'avoirs dont sont constitués les dépôts à vue et à préavis. Ma seule remarque à ce propos est que nous connaissons en théorie la meilleure mesure de la monnaie de transaction — un agrégat de Divisia (ou agrégat de Divisia relatif aux ménages). Il pourrait être intéressant à l'avenir de reprendre l'analyse à l'aide d'un agrégat de Divisia, mais je suis conscient que cela imposerait un travail considérable. Je désire cependant attirer l'attention des auteurs sur des travaux effectués récemment au Royaume-Uni par Terry Mills et Leigh Drake, de l'Université Loughborough. Ces chercheurs élaborent ce qu'ils appellent « un agrégat de Divisia empirique » en cherchant des relations de cointégration entre les diverses catégories d'avoirs qui composent la monnaie au sens large au Royaume-Uni. Ils en ont trouvé une, dont les coefficients de cointégration (les pondérations de l'agrégat de Divisia empirique) semblent assez stables dans le temps. Je préfère parler dans ce cas d'un agrégat « M à vitesse de circulation constante », puisque c'est de cela qu'il s'agit par hypothèse — et cela ne paraît pas entièrement étranger au propos d'Adam et Hendry. La vitesse de circulation de M1 corrigé continue cependant de présenter une tendance, et j'aimerais bien savoir comment les auteurs l'expliquent.

Adam et Hendry identifient les chocs de politique monétaire et, ce faisant, ils se débarrassent astucieusement d'un problème de comportement des prix. Cela nous amène cependant à nous poser une autre question. Au lieu d'éliminer les variations imprévues de la demande de monnaie, ne vaudrait-il pas mieux disposer d'un système dans lequel l'offre de monnaie réagirait « correctement » aux chocs monétaires de différents types? Dans une étude récente réalisée à la Banque d'Angleterre (Dhar, Pain et Thomas, 2000), nous avons estimé un vecteur autorégressif structurel dans lequel toute une série de chocs surviennent — y compris trois types de choc monétaire : une variation de la demande de monnaie (ou de la vitesse de circulation), une modification de la cible en matière d'inflation et un choc de politique monétaire de type classique. Les prix se comportent de la manière attendue justement parce que les chocs ont été définis en conséquence. Les chocs multiples sont également importants parce que, de façon générale, les propriétés d'indicateur avancé d'un écart monétaire dépendent de la cause initiale de l'écart. Une variation temporaire de la demande de monnaie peut avoir des conséquences bien différentes, sur le plan de l'inflation, de celles d'une modification temporaire de l'offre de monnaie, même si l'écart

monétaire paraît semblable à court terme. Nous en avons eu un exemple concret au Royaume-Uni lorsqu'à la fin des années 1990, nous avons vu se creuser un important écart monétaire positif, qui s'est ensuite résorbé très rapidement, sans conséquences sur le plan de l'inflation. Rétrospectivement, nous savons qu'il s'est alors produit une variation de la demande de monnaie — de la part des institutions financières plus précisément —, mais cela a été difficile à discerner à l'époque. De fait, notre graphique d'évolution possible de l'inflation a été faussé à la hausse pendant une bonne partie de l'année 1998 à cause de cet écart monétaire.

Cette expérience nous amène à nous demander si le cadre de modélisation à correction d'erreurs est vraiment conforme aux fondements de la théorie relative au rôle de tampon de la monnaie, telle que l'ont conçue ses créateurs.

Où situer la théorie relative au rôle tampon de la monnaie?

Cette théorie jouit d'une longue et honorable tradition en macroéconomie monétaire. Cependant, elle ne cadre pas très bien avec les tendances actuelles de la modélisation, et les liens avec la méthodologie économétrique présentée ici ne sont pas toujours évidents. L'étude d'Adam et Hendry devrait selon moi être complétée par une approche plus structurelle dans laquelle les chocs et les mécanismes de propagation seraient clairement définis, et non dilués sous forme de moyennes dans le processus d'estimation. On peut trouver les bases de cette approche structurelle dans d'autres études de Hendry, consacrées aux modèles à participation limitée; d'ailleurs, nous travaillons actuellement sur une représentation à correction d'erreurs du modèle à participation limitée que nous avons élaboré à la Banque d'Angleterre (Dhar et Millard, 2000).

En résumé, donc, Adam et Hendry ont montré dans une étude bien faite que la monnaie joue un rôle dans la transmission de la politique monétaire au Canada, ce qui, je l'espère, convaincra les spécialistes de l'économie monétaire, ici et dans d'autres banques centrales, de réincorporer à l'occasion la monnaie dans les modèles qu'ils utilisent couramment.

Bibliographie

- Banque d'Angleterre (1999). *Economic Models at the Bank of England*, Londres.
 Dhar, S. et S. P. Millard (2000). « A Limited Participation Model of the Monetary Transmission Mechanism in the United Kingdom », document de travail n° 117, Banque d'Angleterre.

- Dhar, S., D. Pain et R. Thomas (2000). « A Small Structural Empirical Model of the UK Monetary Transmission Mechanism », document de travail n° 113, Banque d'Angleterre.
- McCallum, B. T. et E. Nelson (1999). « An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 31, n° 3, p. 296-316.
- Rotemberg, J. J. et M. Woodford (1997). « An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy », *In : NBER Macroeconomics Annual 1997*, sous la direction de B. M. Bernanke et J. J. Rotemberg, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, p. 297-346.

Discussion générale

Adam et Hendry répondent à plusieurs remarques faites par les deux commentateurs. En ce qui concerne les observations de Stefan Gerlach, ils précisent d'abord que le MVCE basé sur M1 n'est pas un modèle de prévision infaillible. C'est la raison pour laquelle ils fournissent des intervalles de confiance pour toutes les prévisions. Ils reconnaissent aussi que leurs prévisions prêtent le flanc à la critique de Lucas.

Ensuite, les prévisions du MVCE basé sur M1 avaient déjà été comparées à celles d'autres modèles dans une étude antérieure (Engert et Hendry, 1998). Hendry et son coauteur avaient constaté que ce modèle donnait de meilleurs résultats qu'un processus autorégressif simple et qu'un modèle de prévision de l'inflation fondé sur la courbe de Phillips. Adam et Hendry rappellent enfin qu'ils attribuent toutes les modifications possibles de l'agrégat M1 aux innovations financières. La version corrigée qu'ils proposent pour cet agrégat ne serait donc pas utilisée éternellement. Un agrégat de Divisia pourrait à l'avenir se révéler plus utile.

En réponse aux commentaires de Shamik Dhar, Adam et Hendry font remarquer que le taux de rendement propre de M1 n'explique guère l'évolution de cet agrégat. Ils soulignent également que les résultats du modèle ne dépendent pas beaucoup de l'évolution des variables exogènes, comme l'écart de production, qu'ils y ont ajoutées afin de stabiliser les paramètres. Ils comptent bien, dans des travaux futurs, réexaminer les variables qui entrent dans l'équation de demande de monnaie. Par exemple, ils verront si un taux d'intérêt à plus long terme ne serait pas plus approprié que le taux à court terme qu'ils utilisent à l'heure actuelle.

* Le présent sommaire a été rédigé par Greg Tkacz.

Charles Freedman fait remarquer que les banques centrales se fient souvent davantage à l'appréciation des économistes qui suivent la conjoncture qu'à un modèle particulier pour prévoir l'évolution future de l'inflation et de la production. Par conséquent, l'examen a posteriori des prévisions revêt pour les décideurs une utilité limitée sur le plan concret.

À la lumière des conclusions de l'étude de McPhail, selon lesquelles la croissance monétaire se prête mieux à la prévision de l'inflation, Frank Smets met en doute l'importance accordée à l'écart monétaire. L'un des avantages d'un taux de croissance, selon lui, est qu'il est moins sensible aux chocs touchant les variables en niveau.

Bibliographie

Engert, W. et S. Hendry (1998). « Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two », document de travail n° 98-6, Banque du Canada.

