

L'utilité de la monnaie au sens large pour la conduite de la politique monétaire

Kim McPhail

Introduction

On s'entend largement pour dire qu'à long terme, l'inflation est un phénomène monétaire. Cependant, les liens qui existent entre la monnaie et l'inflation ne sont pas aussi clairs — pas plus du reste que le choix de l'agrégat monétaire le plus pertinent pour le suivi de l'inflation et la conduite de la politique monétaire.

Du point de vue des autorités monétaires, deux constats sont utiles pour établir le rôle important de la monnaie à l'égard de l'évolution de l'inflation. En premier lieu, il doit exister en longue période une demande stable de monnaie, qui exprime en termes quantitatifs la relation de long terme entre la monnaie et les prix en tenant compte des autres variables qui influent sur la demande de monnaie à long terme, mais sans que soit précisé le sens de la causalité entre ces variables. En second lieu, la monnaie doit aider à prévoir l'inflation à un horizon de un ou de deux ans, même après que certaines autres variables ont été prises en considération. L'idée que la monnaie puisse servir à prévoir l'inflation est conforme à la théorie quantitative, qui associe l'inflation à la croissance monétaire passée, et à l'hypothèse relative au rôle de tampon joué par les encaisses, selon laquelle l'excédent de monnaie par rapport à la demande à long terme tend à faire augmenter les dépenses et, par voie de conséquence, à exercer des pressions à la hausse sur les prix. Elle est également compatible avec l'idée que la croissance monétaire subit l'influence des attentes d'inflation, ce qui

* J'aimerais remercier Jean-Pierre Aubry, Kevin Clinton, Agathe Côté, Jim Dingle, Walter Engert, David Laidler et Jack Selody de leurs précieux commentaires.

expliquerait pourquoi la croissance monétaire est un indicateur avancé de l'inflation. Si l'on parvient à mieux prévoir l'inflation en examinant l'évolution de la monnaie, une stratégie qui tient compte de cette dernière offre de meilleures chances d'atteindre les cibles visées en matière d'inflation et de maintenir le taux d'inflation dans la fourchette cible¹.

L'utilité de la monnaie à titre d'instrument de politique monétaire est appréciée de manière différente selon les pays. Dans la zone euro, la Banque centrale européenne a défini un taux de référence pour la croissance de la masse monétaire au sens large aux fins de la conduite de la politique monétaire. Aux États-Unis, beaucoup prétendent que, en raison des changements de la vitesse de circulation et des innovations financières, la monnaie n'est plus aussi utile qu'autrefois à titre d'indicateur².

L'objet de la présente étude est d'étudier la relation qui existe entre la monnaie au sens large et l'inflation au Canada³. Nous nous demandons d'abord s'il existe des fonctions stables de demande à long terme à l'égard de la monnaie au sens large et, ensuite, si celle-ci aide à prévoir l'inflation, même lorsqu'on tient compte d'autres variables comme la production et les taux d'intérêt. Nos résultats donnent à penser qu'il existe bel et bien de telles fonctions et que la monnaie au sens large est utile pour prévoir l'inflation aux horizons de quatre et de huit trimestres — ceux qui intéressent le plus les autorités monétaires.

Il y a bien des façons de mesurer la monnaie au sens large. Les diverses mesures se situent en quelque sorte entre deux extrêmes : à l'une d'elles sont rangés les avoirs extrêmement liquides et à l'autre les agrégats comprenant aussi des avoirs moins liquides. La théorie n'est pas d'un grand secours pour établir le degré optimal de liquidité des avoirs à englober dans la monnaie au sens large. Il n'en reste pas moins que, d'après la théorie, les mesures relativement étroites de la monnaie au sens large, qui se composent des éléments les plus liquides, sont plus aptes à expliquer les propriétés d'indicateur avancé de la monnaie au sens large. Nous estimons par conséquent des fonctions de demande et des modèles indicateurs correspondant à toute une série de définitions de la monnaie au sens large. Il ressort des résultats de l'estimation que certaines des mesures les plus étroites et les plus liquides se révèlent également les plus utiles. Cela est

1. À la Banque du Canada, la monnaie sert d'indicateur informel, mais elle n'entre pas dans le Modèle trimestriel de prévision (MTP).

2. Lors de sa comparution devant le Congrès en vertu de la loi Humphrey-Hawkins en juillet 1993, le président de la Réserve fédérale, Alan Greenspan, a indiqué que celle-ci ne ferait plus appel aux cibles monétaires pour guider la conduite de sa politique monétaire (Bernanke et coll., 1999, p. 325).

3. Dans une autre étude publiée dans le présent volume, Aubry et Nott traitent de la monnaie au sens étroit au Canada.

particulièrement vrai des mesures de la monnaie plus larges que M2 et M2P, en particulier celles qui incluent les fonds communs de placement et les obligations d'épargne du Canada (OEC).

1 Les fonctions de demande de monnaie à long terme

Les composantes de la monnaie au sens large jouent de multiples rôles dans l'économie. Certaines remplissent la fonction de moyen d'échange parce qu'elles incluent les encaisses de transaction qui servent aux achats de biens et de services (lesquelles correspondent aux agrégats monétaires les plus étroits). La monnaie au sens large englobe aussi certains autres types de dépôt ou d'instrument financier qui ne servent pas strictement au règlement des transactions, mais peuvent facilement, rapidement et sans frais (ou moyennant une dépense minime de temps et d'argent) être convertis en encaisses de transaction⁴. La monnaie au sens large joue également le rôle d'avoir de précaution parce qu'elle permet d'amortir de façon économique les variations de revenus et de dépenses. Enfin, elle sert de réserve de valeur, car elle constitue un élément clé de la richesse. Il se pourrait que cette dernière fonction gagne en importance du fait du poids grandissant des tranches d'âge qui sont les plus enclines à épargner et se soucient davantage de la gestion de leurs avoirs.

Aucun critère ne permet de déterminer le motif prédominant de la demande de monnaie au sens large. Celui-ci peut différer, selon la mesure de la monnaie qui est choisie parmi les nombreuses variantes possibles. On s'attendrait normalement à ce que la fonction de moyen d'échange et le motif de précaution pèsent plus lourd dans le cas des définitions relativement étroites de la monnaie au sens large, les sources de liquidité immédiate jouant alors un rôle important dans la détention de monnaie. De toute évidence, la fonction de réserve de valeur domine lorsqu'on envisage les mesures les plus étendues de la monnaie au sens large, la possibilité de conversion en liquide à bref préavis étant alors moins cruciale. C'est la

4. Les mesures traditionnelles de la monnaie au sens large incluent les dépôts à terme. Or, certains d'entre eux sont encaissables par anticipation (c.-à-d. qu'ils peuvent être encaissés avant l'échéance), ce qui les rend très liquides, tandis que d'autres, moins liquides, n'offrent pas cette possibilité. Même parmi les dépôts non encaissables par anticipation, certains ont une échéance très rapprochée (p. ex. 90 jours) et sont donc beaucoup plus liquides que, disons, des dépôts à cinq ans non encaissables par anticipation. Il se peut enfin que d'autres dépôts soient assortis d'une échéance initiale relativement éloignée, mais qu'il leur reste peu de temps à courir jusqu'à l'échéance. Idéalement, pour que la définition étudiée n'englobe que les composantes très liquides, il faudrait omettre de la monnaie au sens large une partie des dépôts à terme. Cependant, les données disponibles ne permettent pas de distinguer de manière satisfaisante les dépôts à terme les plus liquides de ceux qui le sont moins.

demande d'encaissements de transaction et de précaution qui permet le mieux de comprendre sur le plan « structurel » les raisons pour lesquelles la monnaie aide à prévoir l'inflation. On pourrait donc s'attendre à ce que les définitions relativement étroites de la monnaie au sens large se révèlent les plus utiles du point de vue empirique.

La monnaie au sens large est détenue aussi bien par les particuliers que par les entreprises. C'est dans le cas des particuliers que les motifs expliquant la détention de monnaie sont les plus évidents, mais les données relatives aux diverses mesures de la monnaie au sens large qui sont utilisées ici ne permettent pas de distinguer la demande de monnaie des particuliers de celle des entreprises. En règle générale, les modèles appliquent la notion de demande de monnaie à long terme aux données immédiatement disponibles, lesquelles mesurent habituellement l'ensemble de la monnaie au sens large qui est détenue plutôt que les avoirs monétaires des particuliers.

On peut exprimer de la manière suivante la demande de monnaie à long terme découlant des divers motifs décrits précédemment :

$$m^d = a_0 + p + a_2y + a_3w + a_4i^o - a_5i^c . \quad (1)$$

Le modèle sera estimé au moyen de données trimestrielles. La demande de monnaie à long terme dépendra du revenu (y), représenté ici par le PIB réel, et de la richesse (w). Celle-ci est définie de deux manières. La première définition (rtr) comprend la richesse totale réelle dans l'économie, tandis que la seconde ($rnhr$) ne représente que le capital non humain réel, après soustraction de la richesse humaine⁵. L'indice implicite des prix du PIB serait la mesure des prix la plus logique compte tenu de la présence du PIB réel dans l'équation de demande de monnaie, mais nous avons préféré retenir l'indice des prix à la consommation (IPC) comme variable de prix (p) parce que cette mesure est plus pertinente du point de vue de la conduite de la politique monétaire; les cibles établies par la Banque du Canada en matière d'inflation sont en effet exprimées en fonction de l'IPC. De toute manière, aux horizons de prévision qui nous intéressent le plus ici, l'indice implicite des prix du PIB et l'IPC présentent une forte corrélation. L'imposition d'une élasticité-prix égale à un, qui vient de la théorie, rend le niveau à long terme des encaisses réelles indépendant du niveau des prix ou de l'offre de monnaie. Il s'agit là à notre sens de l'une des restrictions les plus contraignantes qui émanent de la théorie monétaire; nous n'examinerons pas les modèles qui ne se caractérisent pas par l'homogénéité

5. Les deux mesures de la richesse sont tirées de Macklem (1994).

des prix à long terme⁶. Le taux de rendement propre de la monnaie au sens large, i^o , est représenté par le taux de rendement des dépôts à cinq ans dans les banques. Certes, ce dernier reflète de façon très limitée et imparfaite le taux de rendement propre de la monnaie au sens large, mais on ne dispose malheureusement de données sur les taux de rendement que pour un petit nombre de composantes de la monnaie au sens large sur l'ensemble de la période d'estimation⁷. Le taux concurrent, i^c , est une moyenne pondérée des actifs non monétaires faisant partie de la richesse non humaine, que nous avons établie en vue d'obtenir une définition représentative de la monnaie au sens large⁸.

2 Les définitions de la monnaie au sens large

Pour choisir entre les diverses mesures de la monnaie au sens large, une possibilité consiste à les classer d'après leur liquidité. Il existe de nombreuses définitions de cette dernière; l'une des plus simples et des plus utiles est celle du Petit Robert : état de ce qui est librement et immédiatement disponible. Si l'on retient cette formule condensée, les coûts de transaction, les exigences relatives au montant minimal des transactions et les risques de perte en capital sont autant de facteurs susceptibles de rendre des avoirs moins « librement » disponibles. Étant donné qu'il existe maints critères de ce genre ayant pour effet d'accroître ou de diminuer la liquidité, il est difficile de classer les diverses définitions de la monnaie au sens large : un agrégat peut être bien classé en regard d'un critère, mais mal

6. Quand la monnaie au sens large est définie par M2P augmenté des OEC et des fonds communs de placement dans les institutions financières, l'hypothèse d'homogénéité des prix ne peut être rejetée. Dans le cas de l'autre agrégat privilégié (M2P, OEC et l'ensemble des fonds communs de placement), l'homogénéité des prix est rejetée. Voir, au Tableau 1, les définitions de la monnaie au sens large.

7. Il faudrait en fait calculer un taux de rendement distinct pour chacune des définitions de la monnaie au sens large utilisées ici. Notre mesure approchée du taux de rendement propre est également imparfaite à cet égard.

8. Les taux de rendement des composantes non monétaires de la richesse non humaine sont fournis par le taux de croissance sur deux trimestres de l'indice de la Bourse de Toronto dans le cas des actions, le taux d'augmentation du prix des résidences inscrites au service interagences dans le cas des actifs immobiliers, le taux d'accroissement de l'IPC pour les biens de consommation durables et le taux des obligations d'État de trois à cinq ans pour ce qui est des autres actifs. Les proportions sont fournies par la part de l'actif non monétaire dans l'ensemble des actifs. Si l'on veut être strict, ces parts changent avec les diverses définitions de la monnaie au sens large puisque, à mesure que l'agrégat s'élargit, les actifs monétaires deviennent plus nombreux et les actifs non monétaires moins. Cependant, dans notre analyse empirique, nous nous servons d'une mesure représentative de la monnaie au sens large pour établir les parts, qui sont ensuite considérées comme constantes, peu importe la définition de la monnaie au sens large.

Tableau 1
Agrégats monétaires au sens large et mesures de la richesse

Agrégat	Description	Niveau fin 1996 (en milliards de dollars)
M2	M1 + dépôts à préavis autres que ceux des particuliers + dépôts d'épargne des particuliers dans les banques	409
M2P	M2 + SFPH ^a + CPCU ^b + rentes offertes par les sociétés d'assurance vie + dépôts des particuliers dans les caisses d'épargne publiques + fonds communs de placement du marché monétaire	637
M2PFIQ	M2P + fonds communs de placement dans les institutions financières ^c	715
M2PALLQ	M2P + fonds communs de placement ^c	829
M2P_corr	M2PFIQ + OEC	717
M2PP_corr	M2PPALLQ + OEC	834
M2PP	M2P + oblig. d'épargne des provinces et du Canada + bons du Trésor ^d	789
M2PPFIQ	M2P_corr + oblig. d'épargne des provinces + bons du Trésor ^d	837
M2PPALLQ	M2PP_corr + oblig. d'épargne des provinces + bons du Trésor ^d	950
M3β	M2PP + fonds communs de placement + oblig. d'État 1-3 ans ^d + titres hypothécaires + dépôts en devises comptabilisés au Canada	1 133
LLβ	M3β + acceptations bancaires + papier commercial des sociétés non financières	1 184
M5	LLβ + autres obligations fédérales, provinciales et municipales et obligations de sociétés détenues par les ménages	1 502
RNH	Richesse non humaine	1 842
RT	Richesse totale	9 558

Nota : Notre définition de M2PP (qui correspond à l'agrégat M2d dans Atta-Mensah et coll., 1995) n'est pas identique à la définition employée ailleurs, notamment dans les publications de la Banque du Canada. Ce que la Banque appelle M2PP est rebaptisé ici M2PP_corr. De même, la définition de M2P corrigé utilisée par la Banque est rebaptisée M2P_corr dans le présent document.

- a. Dépôts dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire
- b. Dépôts dans les caisses populaires et credit unions
- c. Hors gains et pertes en capital
- d. Hors institutions financières

classé selon un autre. Le Tableau 1 présente néanmoins les diverses définitions utilisées, en s'efforçant de les énumérer en ordre décroissant de liquidité. Tous les agrégats étudiés sont des sommes simples.

Toutes les définitions de la monnaie au sens large retenues ici proviennent d'études antérieures. Il pourrait donc exister des éléments non couverts par les diverses définitions ou quelques définitions qui paraissent peu évidentes quand on les envisage du point de vue théorique. Ces inconvénients sont toutefois compensés, et au delà, par l'accessibilité des données correspondantes. Nous sortirions du cadre du présent document en essayant d'exposer une méthodologie visant à créer diverses définitions possibles de la monnaie au sens large à partir de principes premiers.

Si nous partons des agrégats les plus liquides, nous trouvons M2 et M2P, les mesures habituelles de la monnaie au sens large. Viennent s'ajouter à M2P les fonds communs de placement détenus dans les banques et les autres institutions, ce qui nous donne M2PFIQ et M2PALLQ. La part des fonds communs de placement n'a cessé de croître dans les portefeuilles des ménages durant les années 1990, et ils sont facilement convertibles en liquide. On discerne clairement dans les données les effets de substitution entre M2P et les fonds communs de placement. Nous ajoutons ensuite les obligations d'épargne du Canada (OEC) à M2PFIQ et M2PALLQ pour obtenir M2P_corr et M2PP_corr respectivement. Les OEC sont vendues aux particuliers en plusieurs coupures et sont encaissables sans pénalité n'importe quand⁹. En un mot, elles sont facilement convertibles en liquide. L'addition des bons du Trésor et des obligations d'épargne provinciales donne M2PP, et celle des fonds communs de placement détenus dans les banques et de tous les fonds communs de placement, M2PPFIQ et M2PPALLQ. Les obligations d'épargne des provinces sont elles aussi facilement convertibles en argent comptant. Les bons du Trésor sont également très liquides et comportent un risque minime de perte en capital. Au début des années 1980, les portefeuilles de bons du Trésor des particuliers ont enregistré une croissance rapide, sous l'effet des taux de rendement élevés et de la baisse des commissions exigées par les institutions financières ou les courtiers en valeurs pour l'achat au détail de ces titres.

M3 β comprend, outre M2PPALLQ, les obligations d'État à court terme, les titres hypothécaires et les dépôts en devises. Il s'agit d'actifs présentant un certain risque de perte en capital, ce qui les rend un peu moins liquides que les avoirs précédents. Pour obtenir LL β , on ajoute à M3 β les acceptations bancaires et le papier commercial, tandis que M5 comprend en outre les autres obligations détenues par les ménages, lesquelles, en raison des variations possibles du principal, sont convertibles en liquide à une valeur incertaine.

La plupart de ces définitions de la monnaie au sens large englobent les avoirs des particuliers et des autres agents économiques — encore que, dans certains cas, seuls les avoirs des ménages soient pris en compte (voir Tableau 1). Même si M5 sort manifestement de ce qu'on entend habituellement par la « monnaie », il n'en demeure pas moins que cet agrégat mesure des avoirs financiers relativement liquides. Notre objet n'est pas de proposer une définition optimale de la monnaie au sens large d'un point de vue théorique, mais de déterminer sous l'angle empirique les

9. Fait exception la nouvelle obligation à prime du Canada, qui ne peut être encaissée qu'à une date déterminée dans l'année. Le volume de vente de cette nouvelle obligation est cependant négligeable par rapport à l'ensemble des agrégats.

mesures de la monnaie au sens large qui paraissent utiles. Une autre caractéristique souhaitable est la cohérence des résultats empiriques d'une définition à l'autre, puisque cela nous aide à évaluer leur robustesse.

Les Figures 1a et 1b représentent l'évolution de ces agrégats au sens large sous forme graphique, tandis que les Figures 2 à 4 illustrent l'évolution de certaines des variables explicatives des fonctions de demande de monnaie à estimer. Le Tableau 1 fait état de la taille relative des agrégats au sens large à la fin de 1996. À titre de comparaison, signalons que l'agrégat étroit M1 s'élevait à environ 80 milliards de dollars à la même époque.

Avant d'estimer les fonctions de demande de monnaie à long terme, nous avons soumis toutes les variables à des tests de racine unitaire. Le Tableau 2 montre qu'un grand nombre des agrégats monétaires semblent intégrés d'ordre 2. Toutefois, vu le peu de puissance des tests augmentés de Dickey-Fuller, il se pourrait fort bien que les agrégats soient en fait de type I(1). Les autres agrégats monétaires au sens large sont intégrés d'ordre 1. Cependant, les encaisses monétaires réelles, à l'exception de $M3\beta$ et $LL\beta$, sont également intégrées d'ordre 1, ce qui implique que la croissance monétaire et l'inflation sont cointégrées. Les autres variables de la fonction de demande de monnaie à long terme sont de type I(1). Les prix sont tout juste intégrés d'ordre 2.

3 Estimation sans contrainte de la demande de monnaie à long terme

Les fonctions de demande de monnaie à long terme sont estimées au moyen du modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) de Johansen-Juselius. La période d'estimation va du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1998 pour les six premiers agrégats monétaires étudiés. Étant donné que nous ne disposons de données que jusqu'au quatrième trimestre de 1996 pour les six derniers agrégats, les régressions se terminent à cette date¹⁰. Conformément à l'équation (1), les variables qui entrent dans le MVCE sont les encaisses réelles, la production, la richesse, le taux de rendement propre et le taux de rendement concurrent. L'ordre du MVCE est choisi à l'aide du critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike. Les résultats de l'estimation, qui sont présentés au Tableau 3, ne sont pas concluants.

La richesse totale réelle (*rttr*) a d'abord été mise à l'essai avec tous les agrégats. Cependant, nous n'avons pu trouver d'estimations raisonnables

10. Comme il importe de disposer de données vraiment à jour sur les indicateurs monétaires, le fait que l'on ne possède de données que jusqu'en 1996 milite contre l'utilisation de ces agrégats.

Figure 1a
Agrégats monétaires au sens large, M1 à M2PP_corr

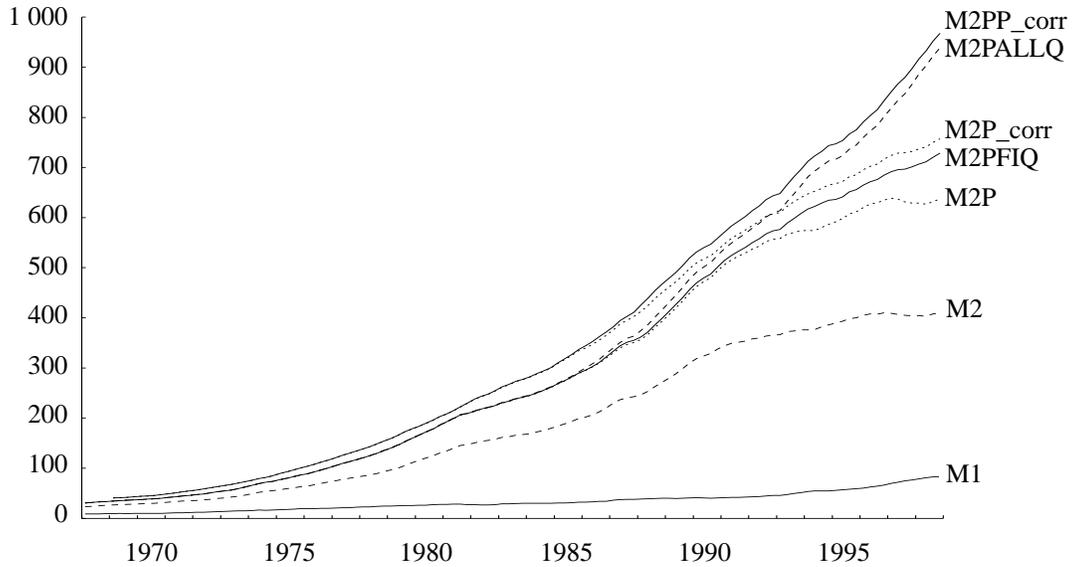
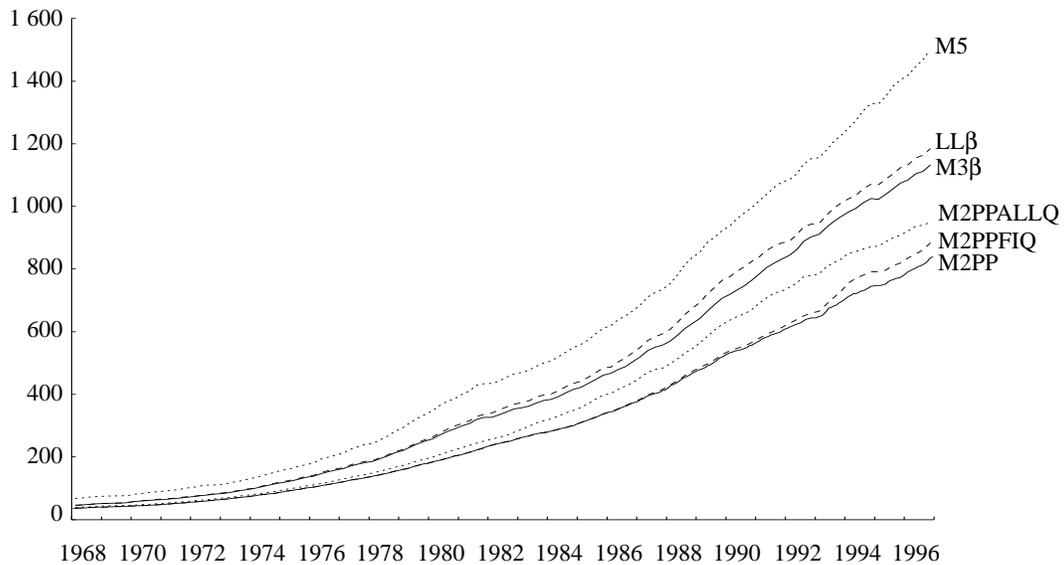


Figure 1b
Agrégats monétaires au sens large, M2PP à M5



qu'au moyen de la richesse non humaine réelle (*rnhr*) dans le cas des plus larges des agrégats. Le fait que des mesures différentes de la richesse soient nécessaires pour obtenir des fonctions satisfaisantes de demande de monnaie n'est pas très encourageant.

Figure 2
Richesse par habitant (en dollars)

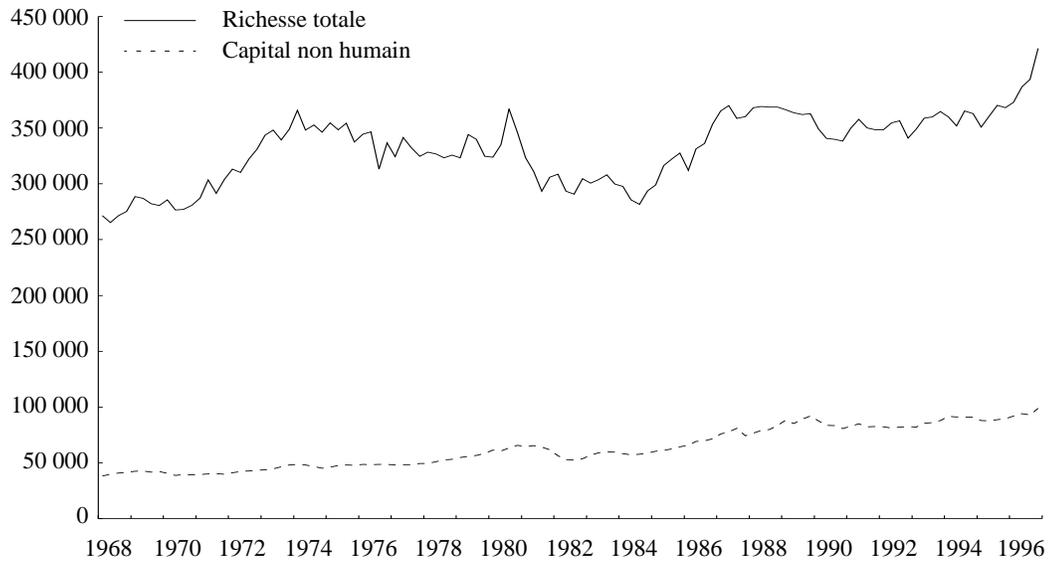
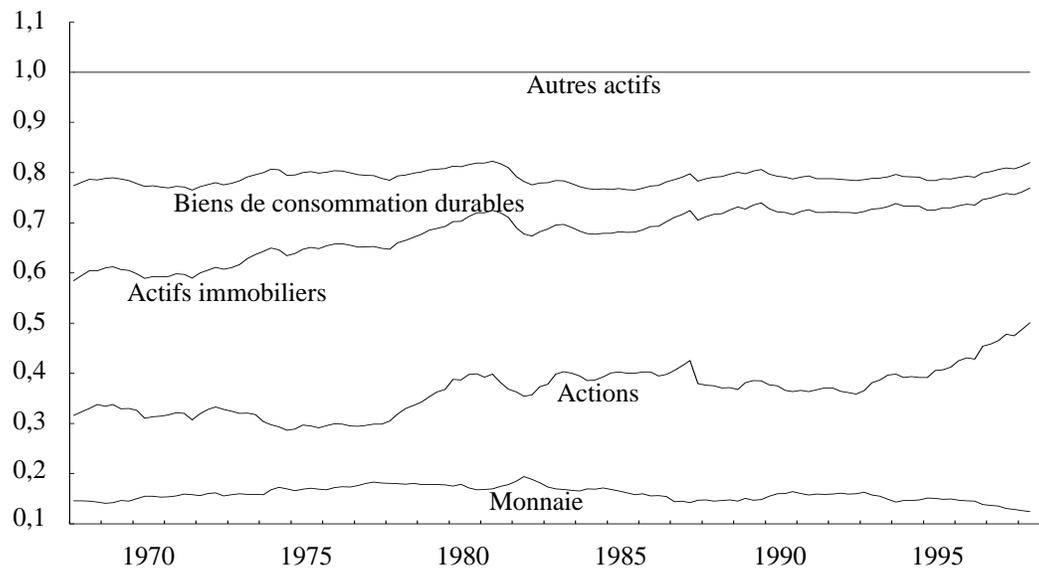
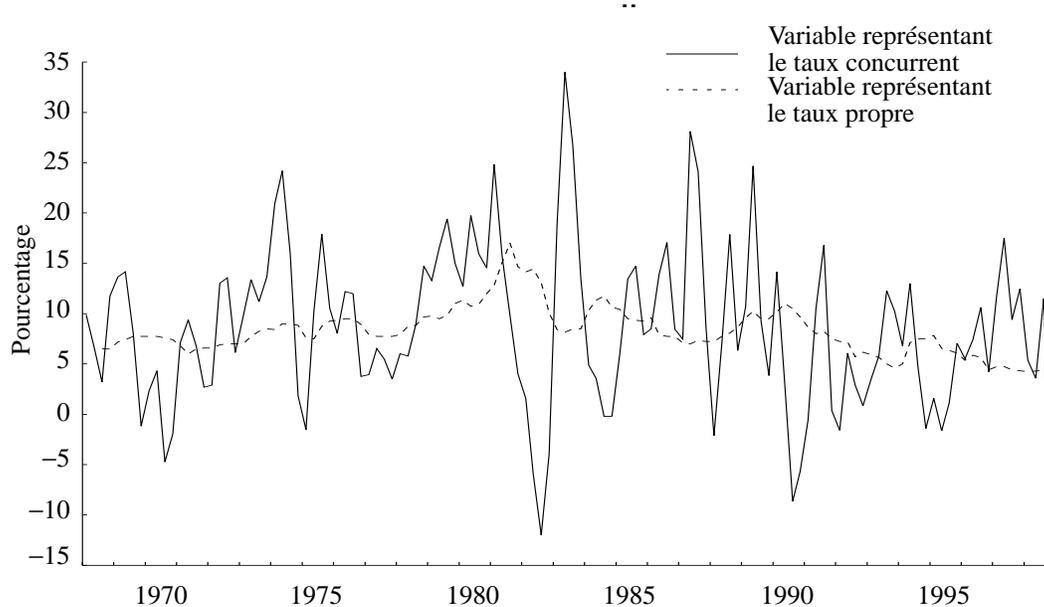


Figure 3
Composition des portefeuilles



Nota : La monnaie se compose de la monnaie hors banques et des dépôts en monnaie nationale et en devises détenus par les particuliers et les entreprises non constituées en société. Les autres actifs comprennent les obligations d'État et de sociétés et les autres avoirs financiers.

Figure 4
Taux de rendement



Les valeurs estimées des élasticités par rapport au revenu et à la richesse varient considérablement selon les définitions de la monnaie au sens large, même quand ces définitions sont très semblables. Les élasticité-revenu s'échelonnent entre une valeur minimale de 0,01 pour M5 et un maximum de 1,60 pour M2PFIQ. Quant aux élasticité-richesse, elles vont de 0,02 pour M2P et M2PFIQ à 1,29 pour M2PALLQ, agrégat qui ne diffère de M2PFIQ que par l'ajout des fonds communs de placement. La somme des élasticités par rapport au revenu et à la richesse semble plus stable, ce qui donne à penser qu'il est peut-être difficile de discerner les effets de chacune de ces deux variables. Les résultats varient donc quelque peu selon les diverses définitions de la masse monétaire.

Les semi-élasticités par rapport au taux d'intérêt propre sont généralement positives, sauf dans le cas de M2PFIQ et de M2PP, où elles sont négatives et contraires à l'intuition. Là encore, les semi-élasticités varient considérablement selon les définitions, allant d'une valeur proche de 0 à une valeur maximale de 0,034 pour M5. Dans le cas des taux concurrents, les semi-élasticités sont négatives, se situant entre $-0,016$ et $-0,044$.

La variable qui sert à représenter le taux de rendement propre laisse beaucoup à désirer et, lorsqu'on l'utilise avec des agrégats de plus en plus larges dans lesquels entrent des composantes dont le rendement varie avec les taux du marché, elle perd de son utilité. En outre, quand les agrégats s'élargissent, il devient plus difficile de trouver des avoirs financiers pouvant

Tableau 2
Tests de racine unitaire

Tests augmentés de Dickey-Fuller					
	Différence première		Niveau		
Période d'estimation : 1969T1-1998T4					
<i>r</i> M2	-3,2*	-1,6	M2	-3,4*	0,7
<i>r</i> M2P	-4,0*	-1,0	M2P	-2,9	-0,3
<i>r</i> M2PFIQ	-4,3*	-2,5	M2PFIQ	-3,3*	-0,8
<i>r</i> M2PALLQ	-4,2*	-3,3*	M2PALLQ	-3,0	-1,1
<i>r</i> M2P_corr	-3,3*	-1,4	M2P_corr	-3,2*	0,2
<i>r</i> M2PP_corr	-3,3*	-3,1	M2PP_corr	-3,3*	0,2
Période d'estimation : 1969T1-1996T4					
<i>r</i> M2PP	-3,2*	-0,3	M2PP	-2,9	0,9
<i>r</i> M2PPFIQ	-3,8*	-0,6	M2PPFIQ	-3,2*	1,6
<i>r</i> M2PPALLQ	-4,0*	-2,3	M2PPALLQ	-3,6*	1,7
<i>r</i> M3 β	-2,8	-2,5	M3 β	-2,1	-1,2
<i>r</i> LL β	-3,0	-2,3	LL β	-2,2	-0,9
<i>r</i> M5	-3,4*	-2,6	M5	-2,5	-0,6
<i>y</i>	-6,1*	-1,6	<i>i</i> ^b	-6,8*	-2,5
<i>rtr</i>	-3,6*	-2,6	<i>i</i> ^c	-9,0*	-3,0
<i>rnhr</i>	-4,4*	-2,7	<i>i</i> ^b - <i>i</i> ^c	-8,7*	-3,8*
<i>p</i>	-3,1	-0,5			

Nota : Les tests de racine unitaire reposent sur la régression $\Delta x_t = b_0 + b_1 t + A(L)\Delta x_{t-1} + b_2 x_{t-1}$.

L'ordre de $A(L)$ est choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike.

Toutes les variables sauf les taux d'intérêt sont exprimées en logarithme. Le préfixe *r* devant un agrégat monétaire indique que sa valeur nominale a été corrigée au moyen de l'IPC. Pour les agrégats *r*M2PP à *r*M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

* Valeur significative au seuil de 5 %

être substitués aux actifs qui entrent dans ces agrégats, ce qui fait probablement du taux de rendement propre une variable moins importante.

On trouve généralement deux vecteurs de cointégration¹¹. Cela n'a rien d'étonnant; dans un modèle structurel, la demande de monnaie serait l'un de ces deux vecteurs, et l'écart de taux d'intérêt (stationnaire selon les résultats de tests augmentés de Dickey-Fuller), l'autre. Lorsqu'il existe deux vecteurs de cointégration, celui qui est présenté au Tableau 3 est le vecteur le plus étroitement corrélé avec la partie stationnaire du système (c'est-à-dire associé à la valeur propre la plus élevée). Toutefois, comme il existe plus d'un vecteur de cointégration, il pourrait y avoir un problème d'identification; aussi la prudence est-elle de mise lorsqu'on interprète le

11. Nous utilisons les valeurs limites fournies par Johansen et Juselius (1989) pour la statistique λ max et la trace. On considère qu'il existe un vecteur de cointégration si la trace et la statistique λ max sont toutes deux significatives au seuil de 5 %.

Tableau 3

Estimation sans contrainte de la demande de monnaie à long terme — Période d'estimation : 1970T1-1998T4

Variables	Ordre du MVCE ^a	1 ^{er} vecteur de cointégration	Poids correspondants	Nbre de vecteurs de cointégration ^b
$rM2_{y,rtr,i^b,i^c}$	3	[1 -1,26 -0,31 -0,028 0,026]	[-0,01* 0,01 -0,23 1,8* -13,4*]	2
$rM2P_{y,rtr,i^c}$	3	[1 -1,57 -0,02 -0,014 0,021]	[-0,02* 0,01 -2,4 2,2* -12,7*]	1
$rM2PFIQ_{y,rtr,i^b,i^c}$	3	[1 -1,60 -0,02 0,005 0,015]	[-0,03* 0,00 -5,2 2,7* -14,5*]	2
$rM2PALLQ_{y,rtr,i^b,i^c}$	4	[1 -0,85 -1,29 -0,032 0,042]	[-0,01* 0,00 3,19 1,4* -15,9*]	2
$rM2P_corr_{y,rtr,i^b,i^c}$	3	[1 -1,54 0,08 -0,004 0,016]	[-0,02* 0,02* 0,79 2,7* -18,4*]	1
$rM2PP_corr_{y,rtr,i^b,i^c}$	3	[1 -1,34 -0,41 0,005 0,022]	[-0,02* 0,01 4,0 1,9* -20,4*]	1
$rM2PP_{y,rnhr,i^b,i^c}$	2	[1 -0,60 -0,55 -0,051 0,044]	[-0,01 0,00 0,01 0,6* -15,1*]	2
$rM2PPFIQ_{y,rnhr,i^b,i^c}$	2	[1 -0,69 -0,60 -0,023 0,027]	[-0,01* 0,01* 0,02 1,0* -26,9*]	2
$rM2PPALLQ_{y,rnhr,i^b,i^c}$	2	[1 -0,73 -0,65 -0,006 0,020]	[-0,01 0,01 0,02 1,2 -38,9*]	2
$rM3\beta_{y,rnhr,i^b,i^c}$	2	[1 -0,16 -0,85 -0,028 0,041]	[-0,01* 0,00 0,01 0,7* -17,5*]	2
$rLL\beta_{y,rnhr,i^b,i^c}$	2	[1 -0,48 -0,74 -0,019 0,026]	[-0,01* 0,01 0,02 1,0* -27,4*]	3
$rM5_{y,rnhr,i^b,i^c}$	2	[1 -0,01 -0,94 -0,034 0,038]	[-0,01 0,01* 0,01 0,01* -18,9*]	2

Nota : Pour les agrégats $rM2PP$ à $rM5$, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

a. Choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike

b. Selon la trace et la statistique λ max de Johansen-Juselius

* Valeur significative au seuil de 5 %

vecteur de cointégration présenté comme la demande de monnaie à long terme. Cette absence d'identification se répercute sans doute principalement sur les coefficients des taux d'intérêt¹².

Les coefficients de pondération des encaisses réelles sont négatifs et généralement significatifs, bien que faibles. Ces résultats cadrent avec la diminution prévisible des encaisses réelles quand l'offre de monnaie est supérieure à sa demande à long terme. Les écarts monétaires — c'est-à-dire les écarts observés entre la monnaie effective et sa demande à long terme donnée par les vecteurs de cointégration de Johansen-Juselius — ont un effet positif sur les taux de rendement propres et un effet négatif sur les taux concurrents. Cela pourrait traduire également un mécanisme d'équilibrage de l'offre et de la demande. L'une des façons d'éliminer un écart monétaire positif consiste à faire augmenter la demande de monnaie grâce à une hausse des taux de rendement propres ou à une diminution des taux concurrents. Les coefficients de la production sont généralement faibles et non significatifs, et ceux de la richesse, habituellement non significatifs.

En résumé, les estimations présentées au Tableau 3 appuient de façon limitée l'existence d'une fonction de demande de monnaie à long terme du genre exprimé par l'équation (1). Les coefficients estimés présentent généralement les signes attendus. Par contre, les fonctions de demande estimées ne sont pas stables lorsqu'on passe d'une définition de la monnaie au sens large à une autre. Voilà qui est déroutant, puisqu'il est difficile d'expliquer du point de vue économique pourquoi des agrégats monétaires ne différant que par une composante ou deux présenteraient des fonctions de demande très dissemblables. D'autres résultats (non présentés ici) indiquent que les fonctions estimées de demande de monnaie à long terme ne sont pas stables lorsqu'on les estime sur divers sous-échantillons et que les estimations de la demande à long terme sont fort sensibles au choix de l'ordre du MVCE. Ces résultats ne sont donc pas très robustes.

12. Si les deux vecteurs structurels de cointégration présents dans les données correspondent à la fonction de demande de monnaie et à l'écart de taux d'intérêt,

$$rm - a_1y - a_2w - a_3i^o + a_4i^c$$

$$\text{et } i^o - i^c,$$

il existe un problème d'identification. Cependant, chaque vecteur de cointégration possible doit constituer une combinaison linéaire de deux vecteurs structurels, ce qui donne :

$$(rm - a_1y - a_2w - (a_3 - b))i^o + (a_4 - b)i^c,$$

où b est la pondération attribuée à la deuxième équation. b influe uniquement sur les coefficients des taux d'intérêt, les autres coefficients étant identifiés et estimés de manière convergente au moyen de la méthode de Johansen-Juselius.

4 Estimation sous contrainte de la demande de monnaie à long terme

Les résultats exposés ci-dessus nous ont amenée à abandonner la variable de richesse, qui semblait contribuer à l'instabilité des estimations présentées au Tableau 3. Nous avons aussi laissé tomber la variable représentant le taux de rendement propre, car elle était assortie du mauvais signe pour plusieurs des agrégats envisagés. Le système restreint comprend donc m , y et i^c , un éventail de variables que l'on retrouve souvent dans les fonctions de demande de monnaie. Le Tableau 4 fait état des valeurs estimées pour ce système.

Les estimations de la demande de monnaie à long terme sont maintenant relativement uniformes lorsqu'on passe d'une mesure de la monnaie au sens large à une autre. Ces résultats ont de quoi nous rassurer, puisqu'il est difficile d'expliquer pourquoi l'ajout d'une composante à une mesure de la monnaie au sens large devrait se traduire par des estimations très différentes de l'élasticité-revenu et de la semi-élasticité par rapport au taux d'intérêt.

On trouve un vecteur de cointégration unique pour toutes les mesures de la monnaie au sens large. Les élasticités-revenu se situent entre 1,4 et 1,8, les mesures les plus larges de la monnaie ayant tendance à présenter les élasticités les plus fortes. Les semi-élasticités par rapport au taux d'intérêt s'établissent entre $-0,02$ et $-0,04$.

L'effet des écarts monétaires sur les encaisses réelles est, à une exception près, négatif et significatif, les coefficients de pondération des encaisses réelles étant plus élevés que pour le système complet présenté au Tableau 3. Ces résultats indiquent une résorption plus rapide des écarts monétaires par le truchement d'une modification des encaisses réelles. L'incidence des écarts monétaires sur la production est là encore faible et généralement non significative, ce qui est contraire à l'hypothèse du rôle de tampon joué par la monnaie, d'après laquelle on s'attendrait à ce qu'un excédent de monnaie pousse les dépenses à la hausse. L'effet des écarts monétaires sur les taux d'intérêt est négatif et toujours statistiquement significatif. Il pourrait s'agir là d'un effet de liquidité, une offre excédentaire de monnaie exerçant des pressions à la baisse sur les taux de rendement.

Le Tableau 4 présente des estimations de la demande de monnaie à long terme qui sont similaires pour différentes définitions de la monnaie au sens large et où les valeurs des coefficients sont compatibles avec la théorie économique¹³.

13. Lorsqu'on tient compte des gains et des pertes en capital dans la valeur des fonds communs de placement, les estimations de la demande de monnaie à long terme sont analogues à celles du Tableau 4.

Tableau 4
Estimation sous contrainte de la demande de monnaie à long terme
Période d'estimation : 1970T1-1998T4

Variables	Ordre du MVCE ^a	1 ^{er} vecteur de cointégration	Poids correspondants	N ^{bre} de vecteurs de cointégration ^b
$rM2_{y,i^c}$	4	[1 -1,39 0,022]	[-0,02* -0,03* -25,7*]	1
$rM2P_{y,i^c}$	4	[1 -1,54 0,022]	[-0,03* -0,02* -23,8*]	1
$rM2PFIQ_{y,i^c}$	4	[1 -1,64 0,020]	[-0,05* -0,02 -25,0*]	1
$rM2PALLQ_{y,i^c}$	4	[1 -1,84 0,040]	[-0,05* -0,02 -18,9*]	1
$rM2P_corr_{y,i^c}$	4	[1 -1,47 0,015]	[-0,06* 0,03 -26,7*]	1
$rM2PP_corr_{y,i^c}$	4	[1 -1,70 0,032]	[-0,05* 0,00 -29,7*]	1
$rM2PP_{y,i^c}$	4	[1 -1,71 0,023]	[-0,02 -0,02 -28,3*]	1
$rM2PPFIQ_{y,i^c}$	4	[1 -1,73 0,017]	[-0,05* 0,01 -29,2*]	1
$rM2PPALLQ_{y,i^c}$	4	[1 -1,82 0,020]	[-0,06* 0,02 -30,1*]	1
$rM3\beta_{y,i^c}$	4	[1 -1,63 0,026]	[-0,08* -0,02 -22,1*]	1
$rLL\beta_{y,i^c}$	4	[1 -1,73 0,019]	[-0,11* -0,01 -29,2*]	1
$rM5_{y,i^c}$	4	[1 -1,57 0,029]	[-0,07* -0,03 -23,0*]	1

Nota : Pour les agrégats $rM2PP$ à $rM5$, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

a. Choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike

b. Selon la trace et la statistique λ max de Johansen-Juselius

* Valeur significative au seuil de 5 %

5 La stabilité de la demande de monnaie à long terme

Aux États-Unis, certains économistes soutiennent que la monnaie ne constitue plus une variable utile pour les autorités monétaires. C'est le cas, par exemple, d'Estrella et Mishkin (1996) :

Depuis les années 1980, ceux qui attribuent un rôle central aux agrégats monétaires ont vu se détériorer les relations habituelles entre la monnaie et les cibles de politique monétaire [...] (p. 1)

Force nous est donc de conclure que les agrégats monétaires, la base monétaire et M2 en particulier ne recèlent plus de renseignements très utiles du point de vue de la conduite de la politique monétaire. Peu importe l'utilité qu'ils ont pu avoir de ce point de vue par le passé, ils ne semblent pas fournir une information adéquate et cohérente, à l'heure actuelle, aux États-Unis. (p. 28) [Traduction]

Il n'est donc pas inutile de voir si la demande à long terme de monnaie au sens large et ses propriétés d'indicateur avancé paraissent stables au Canada

ou si l'on y a observé la même détérioration qu'aux États-Unis durant les années 1980. Nous nous pencherons ici sur la stabilité des fonctions de demande à long terme de monnaie au sens large.

Au Tableau 5, la période étudiée est divisée en deux sous-échantillons, dont l'un va du premier trimestre de 1970 au dernier trimestre de 1984, et l'autre, du premier trimestre de 1982 au quatrième trimestre de 1998. À l'exception de M2, de $LL\beta$, de M5 et peut-être de M2PALLQ, les fonctions de demande à long terme semblent relativement stables pour les deux sous-échantillons¹⁴.

Cette stabilité est surprenante d'un certain point de vue puisque nous savons que, les dernières années, la baisse de l'importance relative des dépôts inclus dans M2P au profit des fonds communs de placement a entraîné un ralentissement très sensible de la croissance de cet agrégat. Or, cette évolution ne se manifeste pas par une instabilité de la demande de M2P et de M2 selon les résultats présentés. Il se pourrait que le changement en question soit trop récent pour avoir exercé une influence marquée sur la stabilité perçue ou encore qu'il ne soit pas assez prononcé pour se traduire par des différences notables dans la fonction de demande de monnaie à long terme. De toute façon, ces déplacements de fonds se trouvent entièrement pris en compte dans les agrégats plus larges tels que M2P_corr et M2PP_corr.

Le Tableau 6 présente les estimations de la demande de monnaie à long terme obtenues pour tout l'échantillon au moyen d'un MVCE d'ordre 3. Les résultats permettent d'évaluer la sensibilité du modèle sous-jacent aux changements de l'ordre d'intégration. L'obtention d'estimations très différentes de la demande de monnaie à long terme témoignerait du caractère instable du modèle. On constate au Tableau 6 que le modèle n'est pas du tout sensible au changement de ce paramètre.

Dans l'ensemble, les fonctions de demande de monnaie à long terme paraissent stables. Les résultats de l'estimation ne varient guère lorsqu'on passe d'un sous-échantillon à l'autre ou que l'on modifie l'ordre du MVCE. Ils sont peu sensibles également aux différentes définitions de la monnaie au sens large. Rien n'indique que les changements de la vitesse de circulation de la monnaie ou les innovations financières aient nui à la stabilité de la demande de monnaie à long terme, lorsque l'on considère la plupart des mesures de la monnaie au sens large, depuis les années 1980. Contrairement à ce qui se produit pour les agrégats plus étroits comme M1, aucune variable muette ni variable de déplacement n'est nécessaire pour obtenir une fonction de demande à long terme qui soit stable par ailleurs; visiblement, les

14. Des tests de Chow ne permettent pas de détecter de points de rupture dans les fonctions de demande sur la totalité de l'échantillon, sauf pour M2.

Tableau 5
Estimation de la demande de monnaie à long terme sur deux sous-échantillons

Variables	1970T1-1984T4		1982T1-1998T4 ^a	
	Vecteurs de cointégration	Coefficients de pondération	Vecteurs de cointégration	Coefficients de pondération
$rM2_{y,t^c}$	[1 -0,82 -0,045]	[0,00 0,05 25,7]	[1 -1,35 0,027]	[-0,01 -0,01 -49,6]
$rM2P_{y,t^c}$	[1 -1,78 0,024]	[-0,07 -0,06 -21,8]	[1 -1,54 0,025]	[-0,02 -0,01 -51,4]
$rM2PFIQ_{y,t^c}$	[1 -1,78 0,023]	[-0,08 -0,06 -21,7]	[1 -1,77 0,025]	[-0,01 0,00 -51,4]
$rM2PALLQ_{y,t^c}$	[1 -1,78 0,022]	[-0,08 -0,06 -21,5]	[1 -2,14 0,038]	[-0,03 0,00 -47,8]
$rM2P_corr_{y,t^c}$	[1 -1,53 0,010]	[-0,10 0,04 -2,7]	[1 -1,57 0,021]	[-0,05 0,00 -38,8]
$rM2PP_corr_{y,t^c}$	[1 -1,80 0,022]	[-0,10 0,04 -3,7]	[1 -1,70 0,048]	[-0,01 0,00 -59,5]
$rM2PP_{y,t^c}$	[1 -1,80 0,022]	[-0,07 0,00 -21,2]	[1 -1,84 0,034]	[-0,05 -0,01 -47,5]
$rM2PPFIQ_{y,t^c}$	[1 -1,71 0,017]	[-0,06 0,04 -15,4]	[1 -1,84 0,034]	[-0,02 -0,02 -35,6]
$rM2PPALLQ_{y,t^c}$	[1 -1,72 0,017]	[-0,06 0,04 -15,6]	[1 -1,95 0,036]	[-0,09 -0,01 -47,7]
$rM3\beta_{y,t^c}$	[1 -1,67 0,013]	[-0,15 -0,03 -16,6]	[1 -1,47 0,037]	[-0,07 -0,02 -25,3]
$rLL\beta_{y,t^c}$	[1 -1,70 0,019]	[-0,15 -0,02 -15,6]	[1 -2,82 -0,026]	[-0,02 0,05 21,0]
$rM5_{y,t^c}$	[1 -1,73 0,042]	[-0,05 -0,04 -14,3]	[1 -2,71 0,00]	[-0,04 0,04 12,6]

a. Pour les agrégats $rM2PP$ à $rM5$, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

Tableau 6
Estimation sous contrainte de la demande de monnaie à long terme
Période d'estimation : 1970T1-1998T4

Variables	Ordre du MVCE ^a	1 ^{er} vecteur de cointégration	Poids correspondants	N ^{bre} de vecteurs de cointégration ^b
$rM2_{y,i^c}$	3	[1 -1,39 0,023]	[-0,02* -0,03* -25,7*]	1
$rM2P_{y,i^c}$	3	[1 -1,54 0,022]	[-0,03* -0,02* -22,0*]	1
$rM2PFIQ_{y,i^c}$	3	[1 -1,64 0,020]	[-0,05* -0,02 -25,0*]	1
$rM2PALLQ_{y,i^c}$	3	[1 -1,84 0,039]	[-0,05* -0,02 -19,0*]	1
$rM2P_corr_{y,i^c}$	3	[1 -1,46 0,015]	[-0,06* 0,00 -26,7*]	1
$rM2PP_corr_{y,i^c}$	3	[1 -1,70 0,032]	[-0,05* 0,00 -17,9*]	1
$rM2PP_{y,i^c}$	3	[1 -1,71 0,023]	[-0,02 -0,02 -28,3*]	1
$rM2PPFIQ_{y,i^c}$	3	[1 -1,73 0,017]	[-0,05* 0,01 -29,2*]	1
$rM2PPALLQ_{y,i^c}$	3	[1 -1,82 0,020]	[-0,06* 0,02 -30,9*]	1
$rM3\beta_{y,i^c}$	3	[1 -1,63 0,026]	[-0,08* -0,02 -22,1*]	1
$rLL\beta_{y,i^c}$	3	[1 -1,73 0,019]	[-0,11* -0,01 -29,2*]	1
$rM5_{y,i^c}$	3	[1 -1,57 0,029]	[-0,07* -0,03 -23,0*]	1

Nota : Pour les agrégats $rM2PP$ à $rM5$, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

a. Choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike

b. Selon la trace et la statistique λ max de Johansen-Juselius

* Valeur significative au seuil de 5 %

transferts de fonds attribuables aux innovations financières qui se sont répercutés sur M1 se sont trouvés facilement englobés dans les agrégats plus larges. Il ne faudrait pas en déduire forcément que la dynamique relative à la demande de monnaie à long terme est stable, mais les prévisions hors échantillon examinées dans la section 8 donnent une bonne idée de la stabilité de cette dynamique.

6 L'effet de la monnaie au sens large sur les prix

Les résultats de l'estimation par la méthode de Johansen-Juselius qui sont reproduits au Tableau 4 indiquent que la monnaie au sens large exerce une incidence significative sur les encaisses réelles. Toutefois, ils ne permettent pas de dire si cette incidence est due au fait que le stock de monnaie diminue ou que les prix augmentent (ou les deux) en réaction à un écart monétaire. La présente section traite plus précisément de l'effet de la monnaie au sens large sur les prix.

Le MVCE dont il est question au Tableau 4 contient une équation exprimant les encaisses réelles sous la forme

$$A(L)\Delta(m - p) = C(L)\Delta y + D(L)\Delta i^c + E\text{écart}_m + G(i^o - i^c). \quad (2)$$

Le Tableau 7 présente les estimations d'une équation de prix de forme analogue :

$$A1(L)\Delta p = A2(L)\Delta m + C^1(L)\Delta y + D^1(L)\Delta i^c + E^1 \text{écart}m \\ + F \text{écart}y + G(i^o - i^c). \quad (3)$$

L'équation (3) décompose les encaisses réelles en leurs parties constituantes, les prix et la monnaie, et englobe en outre un écart de production. Les données relatives à ce dernier proviennent du Modèle trimestriel de prévision (MTP) de la Banque du Canada. L'écart de taux d'intérêt — soit l'écart entre la variable représentant le taux de rendement propre de la monnaie au sens large et le taux concurrent — est également inclus dans les équations (2) et (3), afin de tenir compte du fait que le taux propre a été omis dans le calcul de l'écart monétaire. En d'autres termes, si la demande de monnaie dépend de la production, du taux de rendement propre et du taux de rendement concurrent, le MVCE complet contient deux vecteurs de cointégration : l'un qui peut être obtenu en appliquant la méthode de Johansen-Juselius aux encaisses réelles, à la production et au taux d'intérêt concurrent, et l'autre qui correspond à l'écart de taux d'intérêt¹⁵. Du point de vue économique, l'écart de taux d'intérêt peut exercer une influence tant par son effet sur la demande de monnaie à long terme qu'en raison de facteurs à l'œuvre du côté de l'offre. Cet écart peut en effet être considéré comme représentant de manière approchée la marge d'intermédiation des banques (l'une des composantes du taux concurrent est le taux des obligations d'État). Quand le taux pratiqué sur les dépôts augmente par rapport aux autres taux de rendement, il se peut que les banques cherchent des moyens autres que les modifications du taux d'intérêt pour orienter leur clientèle vers des produits plus rentables, par exemple en majorant les frais

15. En s'inspirant de la note 12, on peut décrire les deux vecteurs structurels de cointégration sous la forme suivante :

$$rm - a_1y + a_5i^c - a_3di, \\ \text{où } di = i^o - i^c, a_5 = a_4 - a_3 \text{ et } a_2 = 0.$$

Si l'on utilise le même argument que dans la note 12, tous les paramètres du premier vecteur structurel de cointégration sont identifiés à l'exception de a_3 , le coefficient de l'écart de taux d'intérêt. Étant donné qu'il s'agit d'une variable intégrée d'ordre 0, on peut la laisser tomber, les autres paramètres pouvant être estimés de manière convergente dans le système à trois variables. Par contre, dans le MVCE ou dans toute équation dynamique du genre de l'équation (2), le second vecteur de cointégration du système doit être réincorporé, non seulement parce qu'il peut constituer une variable importante en soi, mais aussi parce qu'il peut se révéler nécessaire pour déterminer le caractère significatif de l'écart monétaire.

On pourrait aussi ajouter à l'équation (3) les variations retardées de l'écart de taux d'intérêt. Ces variations ne se sont toutefois pas révélées significatives et elles entraînaient un moins bon ajustement de l'équation.

Tableau 7
Équations de prix

	1970T1-1998T4			1970T1-1984T4			1982T1-1998T4 ^a		
	$E^1 = 0$		$E^1, A2(I) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(I) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(I) = 0$
	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)
M2	0,012	1,7	4,0	0,016	1,5	22,9	0,020	1,8	43,9
M2P	0,015	2,2	2,2	0,017	1,0	25,1	0,024	1,8	39,0
M2PFIQ	0,024	2,9	0,7	0,018	1,1	24,5	0,033	2,4	18,5
M2PALLQ	0,019	3,0	0,9	0,019	1,1	24,1	0,032	2,9	7,0
M2P_corr	0,028	2,4	4,7	0,051	2,1	3,5	0,031	1,8	32,2
M2PP_corr	0,030	3,2	1,3	0,050	2,1	3,4	0,041	2,9	7,8
M2PP	0,009	0,9	59,3	0,021	1,4	36,0	0,022	1,9	39,4
M2PPFIQ	0,021	1,5	17,7	0,038	2,0	2,3	0,027	1,7	47,6
M2PPALLQ	0,023	1,6	17,3	0,038	2,0	2,3	0,027	1,7	50,8
M3 β	0,016	2,0	31,6	0,010	0,6	68,87	0,013	1,0	75,2
LL β	0,024	2,2	22,5	0,011	0,7	73,7	0,057	2,4	21,3
M5	0,012	1,7	9,9	0,019	0,3	40,7	0,065	4,3	0,2

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles pour lesquels la statistique t est significativement différente de zéro.

a. Pour les agrégats M2PP à M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

de service. Lorsque cet écart de taux d'intérêt est prononcé, la rentabilité des banques se trouve diminuée, ce qui influe sur leur bilan et se répercute peut-être sur les dépôts bancaires.

En vérifiant si $E^1 > 0$, on peut déterminer si les écarts monétaires jouent un rôle dans le processus d'inflation. Pour voir si la monnaie au sens large influe sur l'inflation par l'entremise de la croissance monétaire ou des écarts monétaires, on testera plutôt les égalités $E^1 = 0$ et $A2(L) = 0$. L'écart de production figure dans l'équation (3) parce qu'il fait partie d'un modèle concurrent de détermination des prix. L'insertion de l'écart de production dans ce modèle permet d'établir si la monnaie a une influence même après qu'on a pris en compte l'effet de l'écart de production.

Le Tableau 7 présente les estimations de l'équation (3) sur la totalité de l'échantillon et les deux sous-échantillons retenus (1970T1-1984T4 et 1982T1-1998T4). Lorsqu'on considère la totalité de l'échantillon, on constate que la plupart des agrégats au sens large contribuent de manière significative à l'inflation. Les résultats sont moins clairs dans les deux sous-échantillons. Dans le premier, seuls quelques agrégats contribuent de façon significative à l'inflation; au cours des années 1980 et 1990, où la variance de l'inflation est beaucoup plus faible, presque tous les agrégats le font. D'après l'ensemble des résultats, on doit conclure que la monnaie au sens large contribue à l'inflation.

7 Estimation sous contrainte des équations de prix

Les tests ADF du Tableau 2 indiquent que le niveau des prix est tout juste intégré d'ordre 2 et que plusieurs agrégats monétaires semblent aussi de type I(2). L'effet produit sur l'équation de prix peut être observé en prenant pour exemple la version suivante, de forme très simple et d'ordre 1, de l'équation (3) :

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & a\Delta p_{t-1} + b\Delta m_{t-1} + c\Delta y_{t-1} + d\Delta i_{t-1} + e\acute{E}CARTM_{t-1} \\ & + f\acute{E}CARTY_{t-1} + g(i^o - i^c)_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

Cette équation peut également s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta p_t - \Delta p_{t-1} = & (a + b - 1)\Delta p_{t-1} + b(\Delta m_{t-1} - \Delta p_{t-1}) + c\Delta y_{t-1} \\ & + d\Delta i_{t-1} + e\acute{E}CARTM_{t-1} + f\acute{E}CARTY_{t-1} \\ & + g(i^o - i^c)_{t-1} + u_t. \end{aligned} \quad (5)$$

Dans l'équation (5), toutes les variables sont stationnaires, à l'exception de celle qui représente les variations retardées des prix si ces derniers sont

intégrés d'ordre 2. En imposant la restriction $a + b = 1$, on se trouve à éliminer cette variable de l'équation (5).

Dans le cas général plutôt que dans le système de premier ordre correspondant à l'équation (5), cette restriction revient à imposer l'égalité $A1(1) + A2(1) = 1$. Lorsque cette restriction est juste, il devrait normalement y avoir peu de différence entre les estimations sans contrainte et sous contrainte.

Les estimations obtenues en présence de cette restriction sont présentées au Tableau 8. Là encore, si l'on examine la totalité de l'échantillon, la plupart des agrégats larges contribuent sensiblement à l'inflation. Il en va de même dans le premier sous-échantillon. Dans le second, par contre, aucun des agrégats larges, dans la version estimée sous contrainte, n'est significatif. Cela est probablement dû au fait que, au cours de la deuxième sous-période, le processus d'inflation a changé, c'est-à-dire qu'il ne présente plus de racine unitaire¹⁶. Si, par exemple, les agents économiques tenaient compte, dans la formation de leurs attentes, des cibles fixées en matière d'inflation au Canada, la somme des coefficients de la monnaie et des prix retardés serait inférieure à l'unité. Si ce résultat se vérifiait, il ne serait pas nécessaire d'imposer la restriction, et les résultats du Tableau 7, obtenus sans contrainte, seraient valables. Il semble bien que l'imposition de la contrainte ne soit pas appropriée pour la deuxième sous-période puisque l'écart de production, qui présente une relation fiable avec l'inflation future, devient lui aussi non significatif dans l'équation de prix pour ce sous-échantillon. Par conséquent, le fait que la monnaie au sens large ne permette pas de prévoir l'inflation au cours de la deuxième sous-période signifie probablement non pas qu'elle véhicule moins d'information, mais plutôt que la restriction n'est pas appropriée pour cette sous-période. Lorsque la contrainte est levée, la monnaie au sens large aide de nouveau à prévoir l'inflation pendant les années 1980 et 1990.

8 Utilisation de MVCE récursifs

Le recours à des MVCE récursifs permet de reproduire l'efficacité avec laquelle les prévisionnistes auraient prédit l'inflation s'ils s'étaient servis d'un MVCE pour estimer la demande de monnaie à long terme, afin de prévoir ensuite l'inflation. À la différence de la méthode appliquée à un échantillon, qui permet d'évaluer l'importance du rôle de la monnaie au moyen d'une équation unique comme l'équation (3), le recours à un MVCE récursif repose sur l'évaluation de prévisions hors échantillon, de sorte que

16. L'existence d'une racine unitaire dans le processus d'inflation est rejetée dans les tests menés pour cette sous-période.

Tableau 8
Estimation sous contrainte des équations de prix

	1970T1-1998T4 ^a			1970T1-1984T4			1982T1-1998T4 ^a		
	$E^1 = 0$		$E^1, A2(I) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(I) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(I) = 0$
	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)
M2	0,001	0,3	6,2	0,015	1,2	4,9	0,000	0,0	82,6
M2P	0,006	0,9	6,6	0,024	1,4	3,3	0,000	0,0	84,2
M2PFIQ	0,015	1,8	1,9	0,025	1,5	3,3	0,003	0,3	69,4
M2PALLQ	0,014	2,1	0,5	0,027	1,5	3,1	0,011	1,1	32,2
M2P_corr	0,024	2,0	8,3	0,060	2,4	0,5	-0,007	-0,4	84,9
M2PP_corr	0,019	2,0	2,0	0,060	2,4	0,5	0,008	0,6	42,8
M2PP	0,001	0,1	76,0	0,027	1,8	2,3	-0,005	-0,5	90,9
M2PPFIQ	0,020	1,4	19,4	0,048	2,7	0,1	-0,006	-0,5	94,5
M2PPALLQ	0,031	2,3	2,6	0,047	2,7	0,1	-0,003	-0,2	97,3
M3 β	0,015	1,7	22,7	0,021	1,2	62,7	0,018	1,3	52,0
LL β	0,023	2,1	13,2	0,027	1,5	47,3	-0,010	-0,7	70,0
M5	0,010	1,4	3,3	0,004	0,5	26,8	0,005	0,5	34,1

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles pour lesquels la statistique t est significativement différente de zéro.

a. Pour les agrégats M2PP à M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

les résultats peuvent être fort différents. Nous avons donc, dans un premier temps, estimé la demande de monnaie à long terme de la même manière que dans le cas du Tableau 4 pour la période allant du premier trimestre de 1970 au deuxième trimestre de 1974. Les résidus du vecteur obtenu ont été ajoutés à un vecteur autorégressif (VAR) des différences premières de m , p , y et i^c . Des prévisions d'inflation de la forme

$$\frac{400}{k} \Delta_k p \quad k = 1, 2, 4, 8 \quad (6)$$

sont établies pour la période allant du troisième trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1976. Nous calculons les erreurs de prévision correspondantes, puis nous ajoutons à l'échantillon la valeur observée au troisième trimestre de 1974. Nous calculons à nouveau la demande de monnaie à long terme, les prévisions de prix et les erreurs de prévision, et répétons l'opération jusqu'à la dernière observation disponible.

Nous calculons la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM) à quatre horizons différents — un, deux, quatre et huit trimestres. Du point de vue des autorités monétaires, les horizons de quatre et de huit trimestres sont les plus intéressants car il s'agit du délai nécessaire pour que les mesures de politique monétaire exercent un effet sur les prix. Par conséquent, une prévision des prix à l'horizon de quatre ou huit trimestres est utile pour déterminer les mesures à prendre aujourd'hui. Dans le calcul des REQM, nous ne tenons pas compte des 20 premières observations parce qu'elles correspondent à des échantillons comportant très peu de degrés de liberté et, par conséquent, à des prévisions qui risquent de ne pas être fiables. Pour les résultats allant du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1998, la première période de simulation utilisée pour le calcul des REQM est le deuxième trimestre de 1979.

Nous comparons trois ensembles différents de VAR ou de MVCE. Le premier ensemble, dont la monnaie est entièrement exclue, se compose d'un VAR des différences premières de p , y et i^c . Le deuxième, qui inclut la croissance monétaire, est un VAR des différences premières de m , p , y et i^c . Quant au troisième, il s'agit d'un MVCE englobant à la fois la croissance monétaire et les écarts monétaires, c'est-à-dire un VAR des différences premières de m , p , y et i^c augmenté des résidus de l'estimation de la fonction de demande de monnaie à long terme. Le Tableau 9 présente les estimations obtenues pour l'ensemble de l'échantillon (1970T1-1998T4) et pour les deux sous-échantillons (1970T1-1984T4 et 1982T1-1998T4).

Au lieu d'utiliser le système à quatre variables m , p , y et i^c pour prévoir l'inflation, il pourrait sembler préférable de se servir du système à cinq variables m , p , y , i^c et di pour estimer l'effet de la monnaie sur l'inflation (di représente l'écart de taux d'intérêt utilisé à la section 6). Les

Tableau 9
REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
Sans la monnaie		1,94	1,86	1,96	2,26	3,25	3,11	2,96	2,69	1,54	1,43	1,46	2,31
M2	Sans écart monétaire	2,01	1,88	1,70	1,80	3,65	3,41	2,79	2,45	1,63	1,39	1,25	1,03
	Avec écart monétaire	1,97	1,84	1,87	1,95	3,44	3,16	3,05	2,51	1,56	1,33	1,19	1,30
M2P	Sans écart monétaire	2,04	1,94	1,71	1,70	3,75	3,54	2,86	2,39	1,70	1,43	1,27	1,04
	Avec écart monétaire	2,02	1,88	1,82	1,91	3,58	3,28	3,09	2,86	1,64	1,39	1,24	1,38
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,05	1,95	1,73	1,72	3,75	3,53	2,86	2,40	1,68	1,43	1,25	1,15
	Avec écart monétaire	2,05	1,91	1,86	1,96	3,58	3,27	3,08	2,87	1,37	1,40	1,24	1,49
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,06	1,98	1,78	1,89	3,75	3,54	2,86	2,40	1,67	1,40	1,24	1,49
	Avec écart monétaire	2,07	1,96	1,93	2,08	3,59	3,28	3,07	2,86	1,72	1,53	1,39	1,71
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,83	1,61	1,64	3,48	3,33	2,94	2,69	1,70	1,43	1,12	1,08
	Avec écart monétaire	1,98	1,80	1,64	1,52	3,33	2,93	2,46	1,49	1,63	1,37	1,07	1,20
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,86	1,96	2,26	3,48	3,33	2,95	2,69	1,74	1,53	1,32	1,33
	Avec écart monétaire	1,95	1,85	1,64	1,72	3,33	2,92	2,46	1,47	1,70	1,52	1,27	1,43
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,96	2,05	2,32	3,25	3,11	2,96	2,69	1,93	1,70	1,69	2,69
M2PP	Sans écart monétaire	2,14	2,06	1,88	1,89	3,63	3,51	2,89	2,28	2,27	1,86	1,78	1,74
	Avec écart monétaire	2,18	2,05	1,94	1,94	3,50	3,46	2,57	1,91	2,07	1,65	1,42	1,46
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,17	2,07	1,88	1,86	3,44	3,43	2,87	2,24	2,17	1,84	1,71	1,74
	Avec écart monétaire	2,25	2,10	1,99	1,92	3,38	3,06	2,55	1,81	1,98	1,64	1,42	1,50
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,16	2,07	1,85	1,85	3,43	3,42	2,87	2,25	2,17	1,83	1,67	1,75
	Avec écart monétaire	2,25	2,11	1,99	1,92	3,37	3,05	2,55	1,83	1,97	1,65	1,41	1,52
M3 β	Sans écart monétaire	2,06	1,92	1,83	2,08	3,55	3,35	2,94	2,71	2,22	1,83	1,73	1,74
	Avec écart monétaire	2,13	2,01	2,04	2,10	3,28	2,91	2,51	1,99	2,11	1,78	1,62	1,99
LL β	Sans écart monétaire	2,05	1,90	1,77	1,90	3,56	3,35	2,90	2,64	2,24	1,85	1,65	1,60
	Avec écart monétaire	2,12	1,99	1,97	1,98	3,29	2,92	2,52	2,02	2,15	1,81	1,54	1,85
M5	Sans écart monétaire	2,01	1,82	1,63	1,86	3,44	3,16	2,63	2,19	2,21	1,76	1,61	1,62
	Avec écart monétaire	2,07	1,90	1,87	1,95	3,26	2,89	2,59	1,85	2,13	1,75	1,51	2,01

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

arguments que nous avons invoqués précédemment à l'appui de l'inclusion de l'écart de taux d'intérêt s'appliquent aussi aux prévisions hors échantillon faites à l'aide d'un MVCE. Toutefois, les prévisions de l'inflation établies au moyen du système à cinq variables se sont avérées dans tous les cas moins justes que celles tirées du modèle à quatre variables (sans l'écart de taux d'intérêt). Nous ne présenterons donc ici que les résultats obtenus à l'aide du système plus parcimonieux à quatre variables.

Sur l'ensemble de la période d'estimation (voir Tableau 9), l'inclusion de la monnaie au sens large aurait entraîné une diminution des erreurs de prévision de l'inflation aux horizons de quatre et de huit trimestres, peu importe la définition de la monnaie utilisée. Des réductions allant de 20 à 30 % ont été obtenues. Aux horizons de prévision plus rapprochés, l'addition de M2P_corr et M2PP_corr contribue à réduire les erreurs de prévision de l'inflation; il en va également ainsi des agrégats plus larges M3 β , LL β et M5. Au cours de la sous-période 1970T1-1984T4, les erreurs de prévision aux horizons de quatre et de huit trimestres sont moins élevées dans le cas de toutes les mesures de la monnaie au sens large, de même qu'à l'horizon de deux trimestres dans le cas de M2P_corr, de M2PP_corr et des agrégats plus larges. En ce qui concerne la sous-période 1982T1-1996T4, la monnaie au sens large joue de nouveau un rôle important quatre et huit trimestres à l'avance pour tous les agrégats, de même que deux trimestres à l'avance pour certaines des mesures les plus étroites de la monnaie au sens large. En un mot, la prise en considération de l'évolution de la monnaie au sens large aide à réduire les erreurs de prévision de l'inflation, tout particulièrement aux horizons de quatre et de huit trimestres pour toutes les mesures de la monnaie et aussi bien pour les deux sous-échantillons que pour l'ensemble de la période d'estimation.

Comme dans le cas des équations de prix estimées au Tableau 8, nous imposons ensuite des contraintes à la dynamique à court terme des VAR et des MVCE afin de tenir compte de la possibilité que certaines données ne soient pas stationnaires. Dans les équations de monnaie et de prix, nous fixons à un la somme des coefficients de la monnaie et des prix retardés. Dans les équations de production et de taux d'intérêt, nous stipulons que la somme des effets de la monnaie et des effets des prix doit être égale à zéro. Les estimations obtenues avec ces contraintes sont présentées au Tableau 10. Les résultats sont similaires dans l'ensemble à ceux du Tableau 9, où aucune contrainte ne s'applique. C'est aux horizons de quatre et de huit trimestres que la monnaie au sens large produit les meilleurs résultats. Ces derniers indiquent aussi que, contrairement à ce qui a été affirmé pour les États-Unis (voir Estrella et Mishkin, 1996), la monnaie au sens large est restée un indicateur utile de l'inflation au Canada depuis les années 1980.

Tableau 10**REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte**

		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
Sans la monnaie		1,94	1,84	1,87	2,03	3,24	3,08	2,92	2,98	1,54	1,40	1,42	2,22
M2	Sans écart monétaire	2,04	1,95	1,85	1,98	3,65	3,39	2,78	2,63	1,72	1,51	1,47	1,52
	Avec écart monétaire	2,05	1,97	2,06	2,13	3,47	3,26	3,28	2,99	1,65	1,48	1,53	1,56
M2P	Sans écart monétaire	2,04	1,98	1,86	2,03	3,93	3,52	2,83	2,44	1,80	1,58	1,55	1,56
	Avec écart monétaire	2,10	2,03	2,06	2,23	3,63	3,42	3,34	3,15	1,93	1,53	1,55	1,71
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,04	1,97	1,82	1,93	3,93	3,52	2,82	2,46	1,76	1,52	1,41	1,33
	Avec écart monétaire	2,10	2,02	2,04	2,14	3,63	3,41	3,34	3,16	1,41	1,54	1,46	1,54
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,03	1,96	1,78	1,85	3,73	3,52	2,82	2,47	1,72	1,49	1,31	1,11
	Avec écart monétaire	2,09	2,01	2,00	2,07	3,64	3,42	3,34	3,16	1,67	1,44	1,31	1,43
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,84	1,65	1,70	3,46	3,31	2,89	2,59	1,85	1,66	1,57	1,57
	Avec écart monétaire	2,00	1,88	1,71	1,67	3,32	2,95	2,65	2,27	1,81	1,65	1,57	1,68
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,93	1,82	1,58	1,57	3,46	3,31	2,89	2,60	1,78	1,57	1,35	1,19
	Avec écart monétaire	1,98	1,83	1,62	1,53	3,32	2,90	2,66	2,28	1,73	1,54	1,34	1,41
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,94	1,96	2,13	3,24	3,08	2,92	2,98	1,89	1,63	1,59	2,59
M2PP	Sans écart monétaire	2,16	2,12	2,00	1,99	3,61	93,5	2,87	2,10	2,34	1,97	1,87	2,01
	Avec écart monétaire	2,21	2,12	1,98	1,99	3,53	3,24	3,65	2,05	2,12	1,75	1,89	2,35
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,17	2,09	1,91	1,85	3,44	3,42	2,81	1,93	2,22	1,94	1,78	1,90
	Avec écart monétaire	2,23	2,11	1,91	1,83	3,41	3,19	2,61	1,79	2,06	1,82	1,89	2,34
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,15	2,05	1,80	1,68	3,43	3,41	2,81	1,92	2,21	1,89	1,57	1,52
	Avec écart monétaire	2,21	2,07	1,81	1,65	3,41	3,20	2,61	1,74	2,09	1,83	1,76	2,10
M3 β	Sans écart monétaire	2,05	1,88	1,69	1,67	3,53	3,25	2,67	2,27	2,24	1,82	1,55	1,04
	Avec écart monétaire	2,08	1,93	1,94	2,17	3,40	3,17	3,15	3,52	2,13	1,74	1,49	1,40
LL β	Sans écart monétaire	2,04	1,87	1,66	1,59	3,53	3,26	2,65	2,16	2,26	1,85	1,52	1,26
	Avec écart monétaire	2,07	1,92	1,90	2,08	3,40	3,19	3,13	3,40	2,13	1,76	1,48	1,48
M5	Sans écart monétaire	2,00	1,78	1,54	1,48	3,42	3,09	2,50	2,09	2,19	1,71	1,35	0,80
	Avec écart monétaire	2,02	1,81	1,76	1,94	3,25	2,95	2,86	3,09	2,11	1,67	1,33	1,10

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

9 La source de l'information véhiculée par la monnaie au sens large

Les résultats évoqués précédemment montrent que la monnaie au sens large aide à prévoir l'inflation même lorsqu'on tient compte de la production et des taux d'intérêt. Cependant, se pourrait-il qu'il en soit ainsi uniquement parce que la monnaie au sens large englobe la monnaie au sens étroit, qui, comme il a été démontré, est un indicateur avancé de l'inflation à long terme? Nous testons cette hypothèse de deux manières dans la présente section : en estimant des MVCE récursifs au moyen d'agrégats monétaires dont la monnaie au sens étroit a été exclue et en comparant les prévisions produites par un MVCE relatif à la monnaie au sens large avec celles obtenues au moyen de la monnaie au sens étroit.

Trois mesures de la monnaie au sens étroit sont envisagées. La première est l'agrégat classique M1¹⁷; la deuxième est l'agrégat M1_corr, dans lequel les observations récentes de M1 sont corrigées des changements dus aux innovations financières et à l'élimination des réserves obligatoires; la troisième est M1++, qui, outre M1, comprend les dépôts à préavis, transférables ou non par chèque, et qui se trouve ainsi à englober certains des transferts survenus entre M1 et les dépôts à préavis depuis une vingtaine d'années. M1 a été pendant longtemps l'indicateur privilégié de la monnaie au sens étroit aux yeux de la Banque du Canada, mais son instabilité récente a amené celle-ci à s'intéresser à d'autres agrégats étroits, comme M1_corr et M1++.

Comme on le voit bien au Tableau 11, les fonctions de demande de monnaie à long terme ne sont guère modifiées lorsqu'on élimine la monnaie au sens étroit. Les élasticités-revenu ont tendance à être plus élevées, ce qui est normal lorsqu'on exclut une composante inélastique. Le Tableau 12 présente les résultats obtenus au moyen de MVCE récursifs lorsque M1 est retranché de la monnaie au sens large. (Les résultats, qui ne sont pas présentés, sont similaires lorsqu'on exclut M1_corr ou M1++, plutôt que M1, de la monnaie au sens large.) Dans l'ensemble, les REQM sont un peu plus élevées lorsque nous retranchons la monnaie au sens étroit, ce qui porte à croire que la monnaie au sens étroit et la monnaie au sens large aident toutes deux à prévoir l'inflation; cependant, elles n'augmentent pas de façon considérable, ce qui devrait être le cas si le pouvoir prédictif de la monnaie au sens large provenait en totalité de la monnaie au sens étroit. Enfin, lorsqu'on compare les REQM des MVCE récursifs relatifs à M1, à M1_corr et à M1++ avec celles de la monnaie au sens large (Tableau 10) ou celles de

17. M1 se compose de la monnaie hors banques, des comptes de chèques personnels et des comptes courants des entreprises.

Tableau 11

Estimation sous contrainte de la demande à long terme de la monnaie au sens large hors M1_corr — Période d'estimation : 1970T1-1998T4

Variables	Ordre du MVCE	1 ^{er} vecteur de cointégration	Poids correspondants	N ^{bre} de vecteurs de cointégration ^a
$rM2_{,y,i^c}$	4	[1 -1,88 0,056]	[0,00 -0,01 -11,9*]	1
$rM2P_{,y,i^c}$	4	[1 -1,82 0,042]	[-0,01 -0,02* -14,4*]	1
$rM2PFIQ_{,y,i^c}$	4	[1 -1,90 0,023]	[-0,03* -0,02* -23,8*]	1
$rM2PALLQ_{,y,i^c}$	4	[1 -2,15 0,032]	[-0,04* -0,02 -24,3*]	1
$rM2P_corr_{,y,i^c}$	4	[1 -1,61 0,020]	[-0,03* -0,01 -21,3*]	1
$rM2PP_corr_{,y,i^c}$	4	[1 -1,93 0,023]	[-0,04 0,00 -38,2*]	1
$rM2PP_{,y,i^c}$	4	[1 -2,06 0,041]	[-0,02 -0,01 -15,9*]	1
$rM2PPFIQ_{,y,i^c}$	4	[1 -1,97 0,021]	[-0,02* 0,00 -25,8*]	1
$rM2PPALLQ_{,y,i^c}$	4	[1 -2,07 0,020]	[-0,04* 0,02 -28,9*]	1
$rM3\beta_{,y,i^c}$	4	[1 -1,80 0,023]	[-0,08* -0,02 -22,0*]	1
$rLL\beta_{,y,i^c}$	4	[1 -1,91 0,017]	[-0,11* -0,01 -27,7*]	1
$rM5_{,y,i^c}$	4	[1 -1,70 0,029]	[-0,06* -0,03* -22,4*]	1

Nota : Pour les agrégats $rM2PP$ à $rM5$, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

a. Selon la trace et la statistique λ max de Johansen-Juselius

b. Choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike

* Valeur significative au seuil de 5 %

la monnaie au sens large hors M1 ou M1_corr (Tableau 12), on constate que les prévisions de l'inflation obtenues à l'aide de plusieurs des mesures de la monnaie au sens large sont plus précises que celles établies au moyen de la monnaie au sens étroit, et ce, dans le cas de toutes les périodes examinées. Par exemple, sur la totalité de l'échantillon, M2P_corr et M2PP_corr produisent tous deux des REQM plus faibles aux horizons de un, de deux, de quatre et de huit trimestres que n'importe lequel des agrégats étroits examinés ici.

10 Tri des agrégats représentant la monnaie au sens large

Les résultats exposés précédemment montrent qu'un grand nombre des mesures de la monnaie au sens large qui ont été utilisées ici présentent des fonctions de demande de monnaie stables et aident à prévoir l'inflation. Quelques-unes d'entre elles peuvent toutefois être éliminées de la liste des indicateurs utiles aux autorités monétaires parce qu'elles ne satisfont pas à un certain nombre de critères. Par exemple, M3 β et LL β réels sont intégrés d'ordre 2 d'après les résultats, bien que, dans plusieurs cas, ils ne le soient que de façon marginale. Même si les tests de racine unitaire sont peu puissants, de sorte que ces agrégats pourraient en réalité être intégrés

Tableau 12

REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte Monnaie au sens large hors M1

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
Sans la monnaie		1,94	1,84	1,87	2,03	3,24	3,08	2,92	2,98	1,54	1,40	1,42	2,22
M2	Sans écart monétaire	1,97	1,91	1,94	2,20	3,52	3,42	3,37	3,89	1,77	1,51	1,53	1,69
	Avec écart monétaire	1,96	1,92	2,19	2,50	3,31	3,26	3,78	4,32	1,69	1,51	1,64	1,68
M2P	Sans écart monétaire	2,01	1,94	1,89	2,10	3,59	3,39	3,01	3,21	1,86	1,63	1,64	1,74
	Avec écart monétaire	1,99	1,92	2,12	2,57	3,36	3,18	3,55	4,36	1,80	1,60	1,67	1,81
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,01	1,93	1,85	2,01	3,59	3,39	3,01	3,21	1,81	1,56	1,48	1,48
	Avec écart monétaire	1,99	1,91	2,08	2,50	3,36	3,18	3,54	4,37	1,78	1,55	1,52	1,62
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,00	1,91	1,80	1,92	3,60	3,39	3,01	3,19	1,74	1,50	1,33	1,22
	Avec écart monétaire	1,99	1,89	2,03	2,42	3,37	3,18	3,53	4,37	1,68	1,43	1,32	1,41
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,95	1,85	1,72	1,89	3,41	3,23	2,79	2,78	1,86	1,67	1,63	1,72
	Avec écart monétaire	1,96	1,79	1,68	1,83	3,24	2,92	2,74	2,96	1,71	1,64	1,49	1,59
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,93	1,80	1,61	1,71	3,40	3,23	2,79	2,78	1,79	1,57	1,38	1,34
	Avec écart monétaire	1,96	1,79	1,68	1,83	3,24	2,92	2,74	2,93	1,71	1,64	1,49	1,59
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,94	1,96	2,13	3,24	3,08	2,92	2,98	1,89	1,63	1,59	2,59
M2PP	Sans écart monétaire	2,16	2,12	2,02	2,04	3,61	3,43	2,80	2,17	2,31	1,95	1,85	2,05
	Avec écart monétaire	2,20	2,11	2,03	2,11	3,50	3,18	2,66	2,41	2,01	1,69	1,64	1,95
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,20	2,09	1,95	1,97	3,41	3,37	2,75	1,94	2,22	1,92	1,81	2,04
	Avec écart monétaire	2,26	2,11	1,97	1,97	3,36	3,11	2,49	1,83	2,03	1,74	1,70	2,03
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,17	2,04	1,84	1,77	3,40	3,36	2,74	1,92	2,20	1,90	1,62	1,71
	Avec écart monétaire	2,23	2,07	1,87	1,78	3,35	3,10	2,49	1,84	2,04	1,75	1,65	1,83

(à suivre)

Tableau 12 (suite)

REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte Monnaie au sens large hors M1

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
M3 β	Sans écart monétaire	2,05	1,88	1,73	1,77	3,53	3,24	2,72	2,51	2,24	1,83	1,55	1,10
	Avec écart monétaire	2,06	1,89	1,90	2,19	3,35	3,06	3,00	3,50	2,13	1,75	1,52	1,45
LL β	Sans écart monétaire	2,04	1,88	1,71	1,71	3,53	3,24	2,70	2,42	2,26	1,86	1,53	1,37
	Avec écart monétaire	2,05	1,88	1,87	2,08	3,34	3,06	2,93	3,30	2,17	1,80	1,55	1,54
M5	Sans écart monétaire	2,01	1,80	1,57	1,54	3,43	3,10	2,53	2,22	2,19	1,70	1,33	0,84
	Avec écart monétaire	2,02	1,80	1,78	2,00	2,66	2,49	2,56	3,27	2,10	1,65	1,31	1,10
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
M1	Sans écart monétaire	1,98	1,93	1,84	2,01	3,62	3,44	2,89	2,53	1,67	1,55	1,47	1,29
M1_corr	Sans écart monétaire	1,97	1,89	1,82	1,97	3,62	3,44	2,89	2,53	1,65	1,49	1,40	1,20
M1PP	Sans écart monétaire	2,02	1,91	1,85	1,98	3,64	3,42	3,15	3,12	1,73	1,50	1,38	1,47
	Avec écart monétaire	2,04	1,88	1,88	2,08	3,50	3,15	3,11	3,42	1,65	1,44	1,42	1,60

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

d'ordre 1, ils font douter des résultats de l'estimation de la fonction de demande de monnaie à long terme.

M5, dont les prévisions d'inflation se situent généralement parmi les plus précises, ne présente pas de fonction de demande à long terme stable pendant les années 1980 et 1990 — de sorte que, au vu des critères exposés en introduction, il devrait lui aussi être écarté.

Des agrégats qui restent, ceux qui permettent d'obtenir de manière constante les prévisions les plus fiables sont M2P_corr et M2PP_corr, c'est-à-dire M2P augmenté des OEC et des fonds communs de placement. Les prévisions de l'inflation que produisent ces agrégats figurent parmi les meilleures, et leur fonction de demande est stable au cours des trente dernières années.

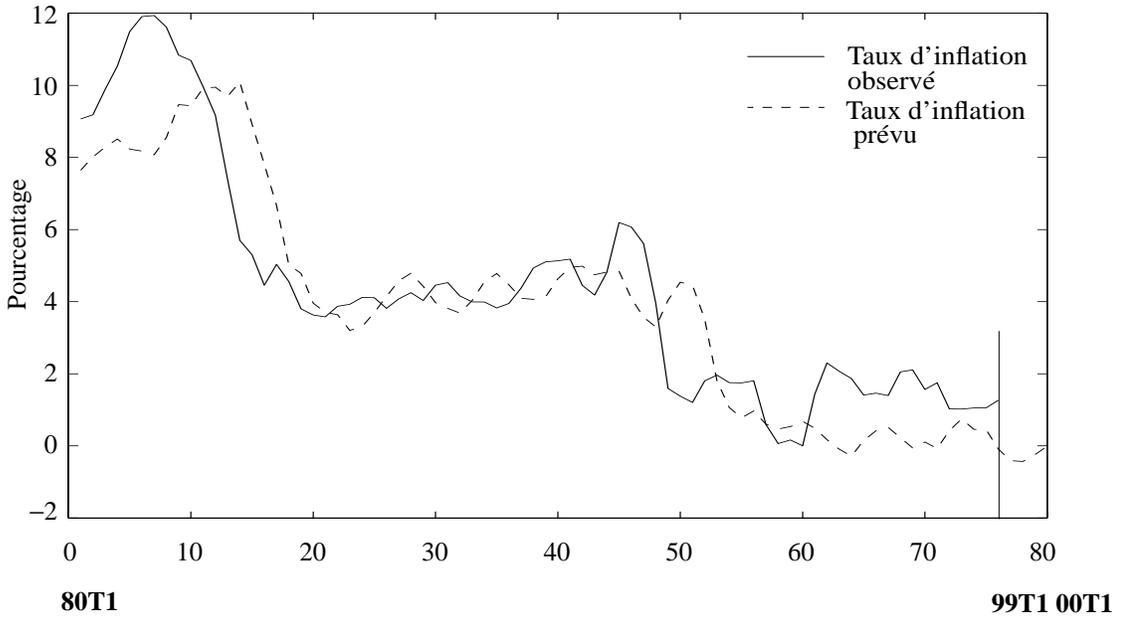
11 Prévisions actuelles fondées sur la monnaie au sens large

Dans cette section, nous nous penchons sur les prévisions de l'inflation que produisent les agrégats monétaires larges pour les trimestres à venir. Nous examinons également de plus près les prévisions fondées sur M2P_corr et M2PP_corr, les mesures de la monnaie au sens large que nous privilégions.

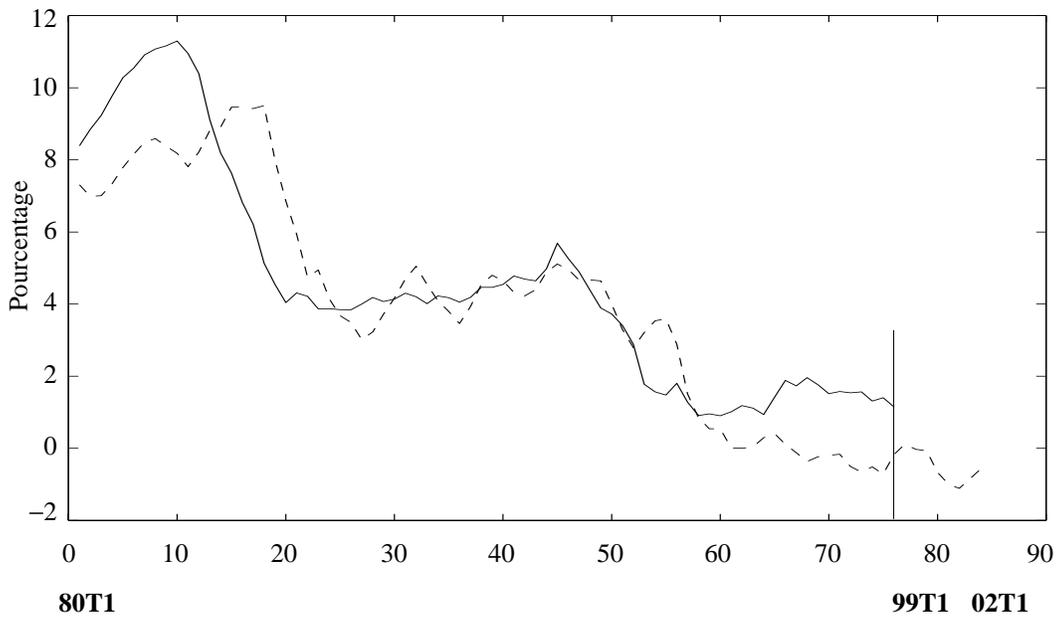
Les prévisions sont établies de la même façon que pour les MVCE récursifs estimés sous contrainte utilisés à la section 8 (Tableau 10). Les seuls modèles présentés ici sont ceux dont les écarts monétaires ont été exclus, puisque ces derniers ne permettent pas d'obtenir des prévisions plus précises de l'inflation (voir l'évaluation qui en est faite à la section 8). De plus, comme la série des prévisions pourrait avoir tendance à présenter des dents de scie — les prévisions successives impliquant un nouveau point de départ à chaque fois et la réestimation des coefficients des modèles indicateurs —, nous recourons à une méthode de lissage. L'idée est d'utiliser une moyenne mobile des prévisions qui soit suffisamment longue pour lisser les irrégularités éventuelles, mais assez courte pour ne pas réduire la capacité de la monnaie au sens large de prévoir les points de retournement de l'inflation. À la lumière de ce critère, nous avons choisi une moyenne mobile des prévisions de l'inflation sur quatre trimestres.

La Figure 5 montre que le modèle basé sur l'agrégat M2P_corr a permis de prévoir relativement bien l'inflation du premier trimestre de 1980 au quatrième trimestre de 1998, mais que, pour les cinq dernières années, il a produit des prévisions inférieures aux observations. Pour ce qui est de l'inflation future, le modèle fondé sur M2P_corr prédit une inflation moyenne égale à zéro à l'horizon de quatre trimestres et inférieure à zéro à l'horizon de huit trimestres.

Figure 5
Prévisions de l'inflation obtenues au moyen de M2P_corr
Horizon de quatre trimestres



Horizon de huit trimestres



La sous-estimation observée au cours des derniers trimestres pourrait être due au fait que M2P_corr n'englobe pas entièrement le transfert de dépôts vers les fonds communs de placement que fait ressortir un examen des données les plus récentes. M2P_corr inclut en effet les fonds communs de placement des institutions financières, mais non les autres fonds de placement. Il pourrait donc être moins fiable à l'heure actuelle qu'un agrégat qui inclut tous les fonds communs de placement. La même sous-estimation transparaît pour les cinq dernières années dans les prévisions d'inflation fondées sur M2 et M2P, agrégats qui ne comprennent aucun fonds commun de placement. Il semble que le déplacement d'avoirs financiers des comptes de dépôt vers les fonds communs de placement, même s'il ne se traduit pas par une instabilité de la fonction de demande de monnaie à long terme, influe sur les prévisions d'inflation obtenues à partir des agrégats qui ne tiennent pas compte des fonds communs de placement. C'est pour cette raison que la Banque a décidé d'accorder moins d'importance à M2 et à M2P et plus à M2PP_corr dans la conduite de sa politique monétaire au cours des dernières années.

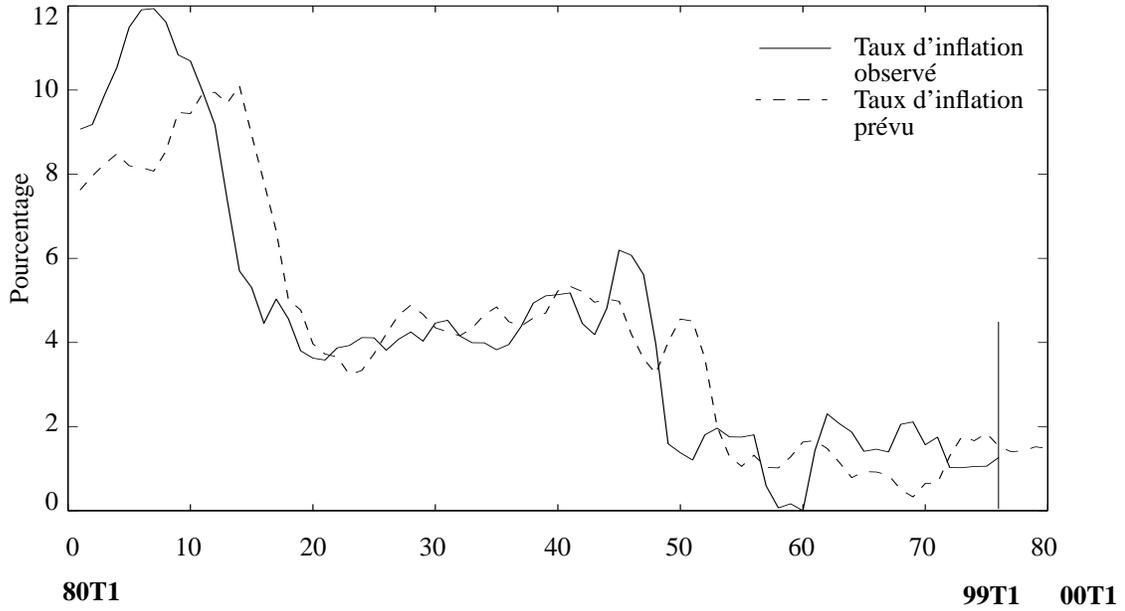
Les modèles basés sur M2PP_corr, qui englobent tous les fonds communs de placement, permettent aussi de prévoir relativement bien l'inflation au cours de la période d'estimation, mais, à la différence de ceux fondés sur M2P_corr, ils ne présentent pas de sous-estimation particulière au cours des cinq dernières années (voir Figure 6). À l'horizon de prévision choisi, ils prédisent une inflation moyenne d'un peu moins de 2 % aussi bien à l'horizon de quatre qu'à celui de huit trimestres.

12 Interprétation globale des résultats

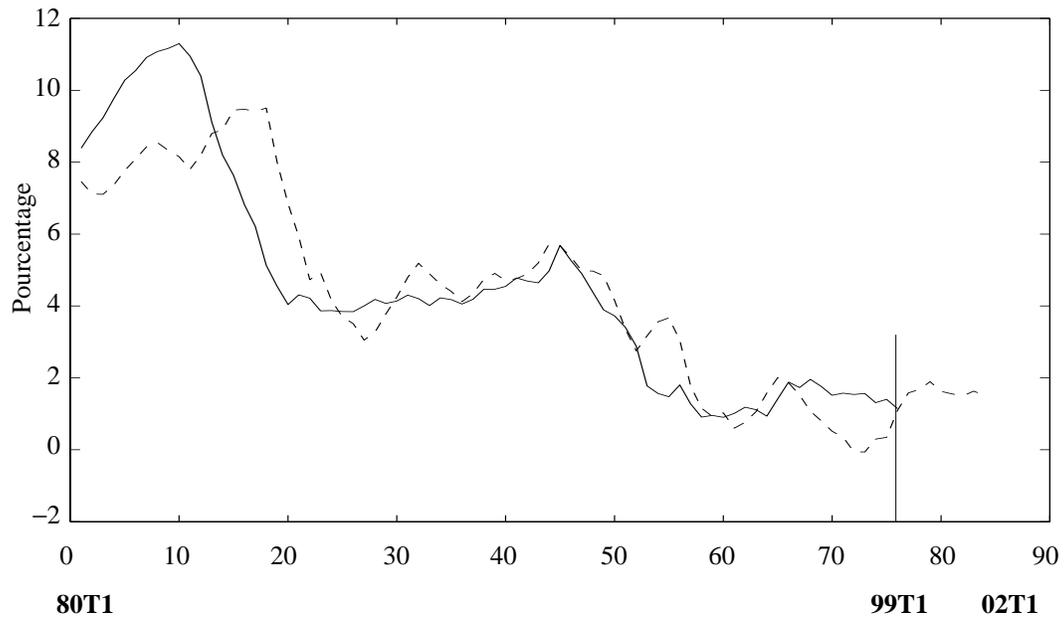
L'un des modèles invoqués au sens large dans la littérature pour expliquer les fonctions de demande empiriques de la monnaie au sens large est celui où les encaisses monétaires jouent le rôle de tampon. D'après cette vision du mécanisme de transmission, la monnaie qui est détenue temporairement en sus de la quantité demandée vient alimenter une augmentation de la dépense et exercer des pressions à la hausse sur les prix. La monnaie au sens large se prête bien au rôle de tampon parce qu'il ne coûte pas cher de la convertir sous une forme utile en cas de variation des dépenses ou des revenus.

Les résultats présentés ici ne sont toutefois guère favorables à l'hypothèse relative au rôle de tampon des encaisses. Les résultats de la section 6 indiquent certes que l'écart monétaire contribue à expliquer l'inflation, mais les résultats de l'estimation du MVCE hors échantillon, qui figurent aux Tableaux 9 et 10, montrent que c'est la croissance monétaire, plutôt que l'écart monétaire, qui est à l'origine de la majeure partie du pouvoir explicatif de la monnaie au sens large à l'égard de l'inflation.

Figure 6
Prévisions de l'inflation obtenues au moyen de M2PP_corr
Horizon de quatre trimestres



Horizon de huit trimestres



Autrement dit, les modèles qui font intervenir la croissance monétaire mais non les écarts monétaires permettent généralement de prévoir l'inflation aussi bien, sinon mieux, que les modèles où entrent les deux variables.

Nombre de modèles traditionnels de l'économie ne peuvent expliquer la capacité de la croissance monétaire d'indiquer l'évolution future de l'inflation, même lorsqu'on tient compte de la production et des taux d'intérêt. Cette capacité cadre davantage avec la théorie quantitative classique de la monnaie, selon laquelle, en longue période, l'inflation est due à la croissance monétaire passée; la théorie quantitative ne précise pas la nature exacte du mécanisme de transmission et ne repose pas sur l'importance des écarts monétaires, lesquels sont au cœur de la théorie relative au rôle de tampon des encaisses.

Les attentes sont un autre facteur susceptible d'expliquer le pouvoir de prévision de la croissance monétaire en ce qui concerne l'inflation. Si la demande de monnaie dépend des prix courants et des prix futurs attendus, une hausse de l'inflation anticipée entraîne une accélération de la croissance monétaire. Dans la mesure où les attentes sont fondées, l'accélération actuelle de la croissance monétaire serait sanctionnée par une hausse de l'inflation future — c'est-à-dire que la croissance monétaire serait un indicateur avancé de l'inflation. D'après ce raisonnement, ce serait la croissance monétaire plutôt que les écarts monétaires qui servirait à prévoir l'inflation, conformément aux résultats empiriques présentés ici.

Il se pourrait donc que, dans le cas des agrégats étroits, la théorie relative au rôle de tampon offre une explication valable de la fonction assurée par la monnaie dans l'économie, tandis que, dans le cas de la monnaie au sens large, il convienne plutôt de faire ressortir le rôle des attentes. Étant donné que la monnaie au sens étroit sert à régler les transactions, alors que la monnaie au sens large est principalement un outil d'épargne, il n'y a pas vraiment lieu de s'en étonner.

Conclusion

Nous nous demandions dans l'introduction si la monnaie au sens large pouvait se révéler une variable utile dans la conduite de la politique monétaire. Les résultats présentés ici militent en ce sens.

Étant donné la stabilité des estimations obtenues pour les trente dernières années au moyen de la méthode de Johansen-Juselius, on peut considérer comme fiables les estimations de la demande de monnaie à long terme et leurs implications — à savoir qu'un taux de croissance d'environ 6 % des encaisses réelles est compatible avec une inflation de 2 % en régime permanent. Ces relations semblent avoir été assez stables malgré

les changements de la vitesse de circulation de la monnaie et les innovations financières survenus depuis les années 1980, contrairement à ce qui a été constaté aux États-Unis ou à ce qui a été observé au Canada dans le cas des agrégats monétaires étroits.

Les MVCE récursifs donnent à penser que la monnaie au sens large est un indicateur utile de l'inflation à un horizon éloigné et constitue donc un outil utile pour les autorités monétaires. Les prévisions de l'inflation à un horizon éloigné qui tiennent compte de la monnaie au sens large présentent des REQM plus faibles que les autres prévisions. L'utilité de la monnaie au sens large aux fins de la prévision semble s'être maintenue au cours des années 1980 et 1990.

Les résultats empiriques présentés ici en ce qui concerne la stabilité de la demande de monnaie à long terme et l'utilité de la monnaie au sens large pour prévoir l'inflation se vérifient pour la plupart des définitions de la monnaie au sens large que nous avons évaluées. Les résultats sont robustes et ne s'appliquent pas uniquement à un ou deux cas particuliers. Il semble néanmoins que M2P_corr et tout particulièrement M2PP_corr, c'est-à-dire M2P augmenté des obligations d'épargne du Canada et des fonds communs de placement, soient les plus fiables des agrégats monétaires larges étudiés ici, d'après les critères que nous avons appliqués.

Il faudra voir comment se comportent les meilleurs des agrégats au sens large au fil des années. On ne peut exclure à l'avenir des déplacements de fonds tels que celui qui s'est produit récemment au profit des fonds communs de placement, lequel a eu pour effet de diminuer la taille de M2P mais a laissé M2PP_corr inchangé. La définition optimale de la monnaie au sens large est appelée à évoluer.

Bibliographie

- Atta-Mensah, J. (1995). « The Empirical Performance of Alternative Monetary and Liquidity Aggregates », document de travail n° 95-12, Banque du Canada.
- Bernanke, B. S., T. Laubach, F. S. Mishkin et A. S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.
- Estrella, A. et F. S. Mishkin (1996). « Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy? », document de travail n° 5845, National Bureau of Economic Research.
- Johansen, S. et K. Juselius (1989). « The Full Information Maximum Likelihood Procedure for Inference on Cointegration—with Applications », Discussion Paper n° 89-11, University of Copenhagen Institute of Economics.
- Macklem, T. (1994). *Wealth, Disposable Income and Consumption: Some Evidence for Canada*, Rapport technique n° 71, Ottawa, Banque du Canada.
- Robert, P. (1993). *Le nouveau Petit Robert*, nouvelle édition remaniée et amplifiée sous la direction de Josette Rey-Debove et Alain Rey, Montréal, DICOROBERT.

Commentaires

Alain Paquet

De l'utilité de définir la place des agrégats monétaires dans la politique monétaire

Les économistes conviennent généralement que, à long terme, l'inflation fondamentale est un phénomène monétaire et que la monnaie n'a pas d'effet sur les quantités réelles ni sur les prix relatifs. Par inflation fondamentale on entend l'augmentation générale du niveau des prix abstraction faite : i) des fluctuations transitoires, à la hausse ou à la baisse, qui résultent de la lenteur de l'ajustement des prix à court terme; ii) des variations des principaux prix relatifs se répercutant sur le niveau des prix¹.

En fait, le fondement théorique de l'inflation fondamentale vue comme un phénomène monétaire repose uniquement sur le postulat d'équilibre voulant que toute la monnaie en circulation soit détenue de façon volontaire, c'est-à-dire qu'il existe un équilibre entre l'offre et la demande de monnaie :

$$\frac{M_t^O}{P_t} = \frac{M_t^D}{P_t} = L(Y_t, i_t^c, \dots), \quad (1)$$

1. Ainsi, une montée des prix du pétrole dictée par l'OPEP qui provoque une hausse du niveau général des prix observé ne devrait pas déclencher en soi de durcissement de la politique monétaire afin de lutter contre l'inflation. Elle ne devrait pas donner lieu non plus à l'adoption d'une politique monétaire plus expansionniste en vue d'intensifier l'activité économique réelle. Dans la mesure où une banque centrale se soucie de l'inflation fondamentale, l'important est la transparence des actions qu'elle mène à cet égard et l'application d'une politique monétaire compatible avec le taux d'inflation visé.

où M_t est la quantité de monnaie, P_t le niveau des prix, Y_t le PIB réel, i_t^c le taux d'intérêt nominal d'un avoir concurrent et $L(\cdot)$ la fonction de demande d'encaisses réelles. En prenant la dérivée totale de cette relation d'équilibre, on constate que l'inflation résulte d'une croissance excessive de l'offre de monnaie par rapport à sa demande effective :

$$\pi_t = \Delta M_t^O - \Delta L(Y_t, i_t^c, \dots). \quad (2)$$

Ce résultat fondamental ne suppose pas de mode de fonctionnement particulier du marché du travail ou du marché des biens, pas plus qu'une identité entre les demandes à long terme et à court terme de monnaie.

Si cette vision est largement admise en ce qui concerne le long terme, l'incidence de la monnaie à court terme ne fait pas consensus, une majorité d'économistes, peut-être, estimant que la monnaie n'est pas neutre à un horizon rapproché. Cette absence de neutralité pourrait s'expliquer par la combinaison de divers facteurs, comme la rigidité des prix ou des salaires en termes nominaux (ou réels), le caractère incomplet de l'information et l'existence d'une contrainte de participation limitée influant sur la manière dont la monnaie est injectée dans les circuits de l'économie. On ne s'entend toujours pas sur l'influence prédominante à cet égard. Sur le plan empirique, on n'est pas certain de l'importance des effets réels temporaires sur les fluctuations économiques ni de leur durée. Le fait que ces derniers proviennent principalement de changements imprévus de la politique monétaire pose également problème. En définitive, le seul effet assuré est celui qui s'exercera sur le niveau des prix. Ces incertitudes expliquent que l'on déconseille le recours à la politique monétaire pour essayer de stabiliser l'activité économique réelle — une opinion qui est maintenant très répandue parmi les économistes, notamment ceux des banques centrales.

Une tâche difficile, que les économistes n'ont pas encore menée à bien malgré les progrès accomplis dans l'élucidation des divers phénomènes en jeu, consiste à rattacher le concept théorique de la monnaie à un concept empirique qui soit satisfaisant et suffisamment large.

Lucas (1977, p. 232-233) a fort bien résumé la question :

À long terme, l'évolution du niveau général des prix est due principalement aux variations de la quantité de monnaie. En outre, les variations cycliques de la monnaie sont suffisamment importantes pour être significatives sur le plan quantitatif [...] Les observations directes concernant les corrélations à court terme entre la monnaie, la production et les prix sont beaucoup plus difficiles à interpréter [...] En règle générale, cependant, on convient que le lien entre la monnaie et ces variables ainsi que d'autres est caractérisé, pour

reprendre l'expression de Friedman, par des *décalages longs et variables*.

[...] *pourquoi* les effets monétaires se produisent avec des décalages longs et variables. On n'en sait pas très long à ce sujet. Il est probable que cela tient au fait qu'une expansion monétaire peut se produire de diverses manières, suivant la façon dont la monnaie est *injectée* dans le système — la réaction des prix différant selon la façon choisie. Par conséquent, il semble qu'on devrait en déduire que l'*état* monétaire de l'économie est déterminé par un agrégat monétaire *non observable* présentant une relation imprécise avec les agrégats observés sur une courte période, mais étroitement lié à ces derniers à très long terme. [Traduction]

Alors que les économistes ne sont toujours pas parvenus à trouver dans les données une contrepartie empirique au concept théorique de monnaie, les banques centrales paraissent elles aussi — si l'on en juge par leurs pratiques — avoir renoncé à faire grand cas des agrégats monétaires. Nombre d'entre elles ont à tout le moins fortement réduit l'importance accordée explicitement aux agrégats monétaires, à telle enseigne que, pour reprendre les termes des décideurs de banques centrales, l'écart de production est devenu l'indicateur par excellence des tensions inflationnistes. Les analyses font plus souvent mention de l'écart entre la demande et l'offre globales que de la monnaie. On dirait presque que nous avons oublié l'équivalence qui existe, dans une optique d'équilibre général, entre l'excédent de croissance de la demande globale par rapport à l'offre globale qui résulte d'une création de monnaie excessive et une création de monnaie excessive générée de la manière décrite par l'équation (2).

Le rôle de la monnaie dans la conduite de la politique monétaire a également été réduit sous un autre angle. La plupart des pays ont choisi de privilégier un taux d'intérêt à très court terme (par exemple le taux du financement à un jour au Canada ou le taux des fonds fédéraux aux États-Unis) à titre de cible opérationnelle, de préférence à un agrégat étroit comme la base monétaire². Ce choix est parfois justifié par l'instabilité supputée — et souvent documentée — des agrégats monétaires, notamment lorsqu'il se produit d'importantes innovations financières qui modifient la signification empirique de la monnaie. Je reviendrai plus loin sur la question de savoir si ce choix est bel et bien fondé.

Le propos de McPhail est de faire progresser les connaissances sur l'importance empirique de la monnaie pour les responsables de la politique

2. Bernanke et coll. (1999) analysent les pratiques suivies récemment par divers pays dans la conduite de la politique monétaire.

monétaire, en se livrant à une vaste étude économétrique de systèmes cointégrés. Pour reprendre ses termes, son objectif « n'est pas de proposer une définition optimale de la monnaie au sens large d'un point de vue théorique, mais de déterminer sous l'angle empirique les mesures de la monnaie au sens large qui paraissent utiles » (p. 67-68).

J'aurai quelques observations d'ordre économétrique à formuler, à la lumière des progrès récents de la macroéconométrie, mais je soulignerai d'abord la valeur de l'apport de McPhail dans son étude. Certains résultats, en particulier, font ressortir que les agrégats monétaires larges ont un rôle à jouer dans la conduite de la politique monétaire. Dans mes commentaires, j'esquisserai aussi des pistes de recherche pour l'avenir.

Mes remarques s'articuleront de la façon suivante. Dans un premier temps, je présenterai brièvement les principales conclusions de l'auteure, selon moi. Dans un second temps, je traiterai de façon directe de l'exécution et des conclusions de l'étude, avant de me pencher sur les implications des résultats et sur les questions qu'ils soulèvent en ce qui concerne la politique monétaire et les recherches futures.

Résultats empiriques

Après avoir présenté diverses définitions empiriques possibles des agrégats monétaires larges, McPhail s'efforce en premier lieu d'identifier une fonction de demande de monnaie à long terme qui, selon son raisonnement, pourrait englober une ou plusieurs relations stationnaires entre la quantité de monnaie (m), le niveau des prix (p), le PIB réel (y), une mesure du patrimoine réel (w), le taux de rendement propre de l'agrégat (i^o) et un taux de rendement concurrent (i^c). Toutes les variables, à l'exception des taux de rendement, sont exprimées en logarithme. L'échantillon de données trimestrielles va du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1998. L'auteure retient douze définitions de la monnaie au sens large et deux mesures possibles du patrimoine réel (richesse totale et richesse non humaine)³.

Des tests augmentés de Dickey-Fuller (ADF) effectués au seuil de signification de 5 % amènent McPhail à conclure de façon générale que, sur l'ensemble de la période étudiée, toutes les variables sont au moins intégrées d'ordre 1, la plupart des agrégats monétaires nominaux et réels étant de type I(1) et le niveau des prix de type I(2). Cependant, les résultats relatifs à

3. Le Tableau 1 de l'étude de McPhail fournit une définition précise des divers agrégats étudiés. Les symboles vont de la définition la plus étroite à la conception la plus large de la monnaie : M2, M2P, M2PFIQ, M2PALLQ, M2P_corr, M2PP_corr, M2PP, M2PPFIQ, M2PPALLQ, M3 β , LL β et M5.

l'ordre d'intégration ne sont ni invariants, ni apparemment liés à l'ampleur des différents agrégats monétaires. Par exemple, alors que les résultats de McPhail indiquent que 6 des 12 agrégats nominaux larges qu'elle considère sont de type I(1), M2P, M2PALLQ, M2PP, M3 β , LL β et M5 sont de type I(2). De même, 9 des 12 agrégats monétaires réels sont de type I(1), mais $rM3\beta$ et $rLL\beta$ sont de type I(2), tandis que $rM2PALLQ$ est stationnaire.

À l'étape suivante, McPhail estime différents modèles vectoriels à correction d'erreurs (MVCE) pour chaque agrégat monétaire au moyen de la méthode du maximum de vraisemblance à information complète, afin d'évaluer l'existence, la dimension et les propriétés de l'espace de cointégration qui découlerait des relations à long terme entre les variables envisagées. Ainsi qu'elle le reconnaît à juste titre, la prudence s'impose lorsqu'on veut donner une interprétation structurelle aux vecteurs estimés qui couvrent l'espace de cointégration. À moins d'imposer des restrictions d'identification, on risque de mal interpréter ces vecteurs. Lorsqu'on met l'accent sur les encaisses réelles — en imposant une contrainte d'homogénéité du niveau des prix dans la relation d'équilibre monétaire —, on se trouve à estimer en quelque sorte une équation de demande réelle de monnaie à long terme faisant intervenir les variables à l'étude, à condition qu'il existe un vecteur de cointégration unique ou que les autres vecteurs de cointégration puissent être identifiés au besoin.

Si nous considérons d'abord la totalité de la période d'estimation et l'ensemble de variables le plus général (c'est-à-dire $[rm, y, w, i^o, i^c]'$) à partir duquel McPhail se propose d'obtenir des estimations sans contrainte de la demande de monnaie, la trace et la statistique de valeur propre maximale de Johansen et Juselius (1990) indiquent souvent qu'il existe deux vecteurs de cointégration. Pourvu que l'un d'entre eux découle d'une relation à long terme entre les deux taux de rendement, l'autre pourrait fort bien être une équation de demande de monnaie. Dans certains cas, cependant, comme ceux de $rM2P$, $rM2P_corr$ et $rM2PP_corr$, les résultats font état d'un seul vecteur de cointégration, tandis que les tests effectués au moyen de $rLL\beta$ incitent à croire qu'il en existe trois. Comme le précise McPhail, il est inquiétant de constater une telle variabilité des estimations ponctuelles des coefficients relatifs au revenu réel, à la richesse et aux taux d'intérêt entre les différents systèmes susceptibles de décrire chaque agrégat.

McPhail estime ensuite un deuxième ensemble de MVCE comportant un nombre réduit de variables (à savoir $[rm, y, w, i^c]'$) afin de mettre en lumière une demande de monnaie dite sous contrainte. Dans ce cas, elle obtient pour toutes les mesures globales de la monnaie au sens large des résultats cohérents qui étayent l'existence d'un vecteur de cointégration unique — les estimations ponctuelles du vecteur de cointégration, normalisé

par rapport aux encaisses réelles, étant très similaires. De plus, les résultats — obtenus à partir d'estimations portant sur deux périodes (allant du premier trimestre de 1970 au quatrième de 1984 et du premier trimestre de 1982 au quatrième de 1998) et de l'application d'un test à la Chow — indiquent que la demande de monnaie à long terme estimée sous contrainte est stable.

Les résultats que McPhail obtient en se concentrant sur une seule équation dynamique de prix et en postulant que le taux d'inflation pourrait être intégré d'ordre zéro pendant la deuxième période tendent aussi à démontrer l'importance de la monnaie au sens large.

McPhail analyse enfin l'information véhiculée par les agrégats monétaires en ce qui concerne l'inflation future. Elle se sert de modèles VCE récursifs pour obtenir des prévisions de l'inflation aux horizons de un, deux, quatre et huit trimestres. La racine carrée de l'erreur quadratique moyenne est plus faible lorsqu'on tient compte des variations de la monnaie au sens large. Plus précisément, M2P_corr et M2PP_corr se révèlent les meilleurs indicateurs avancés de l'inflation sur le plan statistique.

Commentaires d'ordre économétrique

Bien que McPhail suive une démarche systématique sur le plan économétrique, certaines questions méritent un plus ample examen si l'on veut s'assurer de la robustesse des résultats.

En ce qui concerne les mesures employées, il aurait été utile que l'auteure explique pourquoi elle a retenu l'IPC comme pendant empirique du niveau des prix, au lieu d'un indice pouvant servir à représenter l'inflation fondamentale (par exemple l'IPC hors alimentation, énergie et effet des impôts indirects).

Étant donné que la méthode empirique de McPhail repose sur les résultats relatifs à l'ordre d'intégration des variables, certaines remarques s'imposent au sujet de l'exécution des tests de racine unitaire et de l'interprétation de leurs résultats. En premier lieu, il a été démontré que le test ADF n'était pas très puissant pour déceler une racine unitaire parce qu'il nécessite l'estimation de composantes déterministes (p. ex. une constante et une tendance linéaire). Ces composantes constituent des paramètres perturbateurs qui influent sur la distribution à la base du test et rendent plus difficile le rejet de l'hypothèse nulle d'intégration. Récemment, Elliot, Rothenberg et Stock (1996) ont mis au point une méthode beaucoup plus puissante, un test de racine unitaire de Dickey-Fuller fondé sur le recours aux moindres carrés généralisés (DF-MCG). En un mot, ils proposent d'élaborer le test après que les composantes déterministes ont été estimées à

partir d'une quasi-différence de la série initiale, de manière à pouvoir définir de façon plus précise l'hypothèse alternative. Ce test, dont l'usage se répand, pourrait aider à évaluer les résultats relatifs à l'ordre d'intégration des agrégats monétaires. En l'occurrence, McPhail ne fournit guère de précisions sur les spécifications retenues pour les variables de régression déterministes.

En deuxième lieu, les résultats des tests de racine unitaire de type ADF (et DF-MCG) sont fonction du retard choisi pour la différence première de la série dans le modèle empirique qui sert à calculer les diverses statistiques. Un retard trop long réduit la puissance du test, tandis qu'un retard trop court tend à favoriser le rejet de l'hypothèse de racine unitaire. On sait que l'utilisation du critère d'information d'Akaike (CIA) ne va pas sans difficulté pour déterminer la longueur du retard. Ng et Perron (1995) ont conclu que ce critère ainsi que d'autres critères d'information de type classique avaient tendance à favoriser des modèles trop parcimonieux, d'où des distorsions considérables de niveau. Ils préconisent plutôt le recours à une technique dépendant des données, proposée en premier lieu par Campbell et Perron (1991), et qui consiste à choisir le nombre des retards à l'aide d'une méthode récursive faisant appel à la statistique *t*. Récemment, Ng et Perron (1997) ont aussi recommandé, à la lumière de simulations de Monte-Carlo, l'emploi d'un CIA modifié qui tienne compte de la dépendance possible du paramètre autorégressif estimé à l'égard du nombre de retards présents dans la différence première de la série.

En troisième lieu, il faut se méfier de la présence possible de composantes moyennes mobiles négatives dans les processus générateurs des données (PGD) des séries intégrées. On sait que ces composantes faussent le niveau des tests de racine unitaire habituels (voir par exemple Schwert, 1989, et DeJong et coll., 1992), à moins qu'on ne fasse appel à une méthode d'estimation appropriée (voir p. ex. Pantula et Hall, 1991).

En quatrième lieu, puisque des observations indirectes montrent un changement du PGD fondamental de l'inflation, j'aurais trouvé utile que l'auteure se livre à une évaluation empirique de l'hypothèse de racine unitaire pour différents sous-échantillons. Une méthode « descendante » permettant de détecter la présence de plus d'une racine unitaire (voir par exemple Dickey et Pantula, 1987) pourrait également être préférable à deux tests distincts de racine unitaire appliqués dans l'ordre au niveau et à la différence première de la série. Je recommanderais aussi de tester les deux racines unitaires au moyen d'une méthode récursive en faisant varier la période d'estimation, et ce, afin d'évaluer de manière plus systématique la possibilité d'un changement du PGD fondamental des agrégats.

En cinquième lieu, une autre question qui se rattache à la stabilité du PGD des séries concerne la présence de points de rupture dans la tendance

déterministe ou la moyenne d'une série. De telles ruptures peuvent amener à conclure à tort qu'il existe des racines unitaires. Perron et Rodriguez (1998) ont élargi le test DF-MCG d'Elliot, Rothenberg et Stock pour tenir compte du changement de la partie déterministe du processus à un moment indéterminé.

La prise en compte des points qui précèdent permettrait peut-être d'éliminer les incohérences apparentes des résultats des tests de racine unitaire menés sur différentes mesures de la monnaie au sens large.

Lorsqu'elle spécifie ses MVCE, McPhail choisit la longueur du retard d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike. Elle ne décrit toutefois pas les propriétés des résidus de chaque équation. Des tests d'absence d'autocorrélation s'imposeraient à tout le moins. Il ne s'agit pas d'une question triviale lorsqu'on établit la dimension d'un MVCE, puisqu'un sous-paramétrage ou un surparamétrage du système faussera les conclusions en matière de cointégration. Un sous-paramétrage entraînera des distorsions et des incohérences dans l'estimation des paramètres du système et amènera peut-être à conclure à tort à l'existence d'une cointégration. Un surparamétrage aura pour effet de réduire la puissance du test, et on trouvera trop peu de variables cointégrées.

Une certaine prudence est aussi de mise lorsqu'on évalue la dimension de l'espace de cointégration à partir de la trace et de la valeur propre maximale, en particulier dans le cas de systèmes importants dont l'estimation repose sur des échantillons finis. Lorsque l'échantillon est composé de 100 observations ou moins, comme dans l'étude de McPhail, il se peut que les valeurs critiques asymptotiques calculées ne soient pas appropriées. Une solution consiste à corriger les statistiques en fonction du nombre de paramètres estimés. Reimers (1992) a proposé de corriger de cette manière la valeur propre maximale, tandis que Reinsel et Ahn (1992) et Pitarakis (1995) ont proposé des corrections au test relatif à la trace.

McPhail mentionne que des tests à la Chow ont été effectués pour détecter des points de rupture dans les fonctions estimées de demande de monnaie, mais elle ne fournit guère de détails à ce sujet. Ses résultats indiquent aussi une variabilité des estimations selon les agrégats. Je crois que, étant donné son importance, la question de la stabilité aurait mérité un examen plus systématique et plus formel et que des précisions se seraient révélées utiles. Plus particulièrement, une évaluation empirique de la stabilité à la fois du rang de cointégration et de l'espace de cointégration aurait pu être effectuée (comme le proposent Hansen et Johansen, 1993).

Afin de voir si la monnaie au sens large contribue de manière appréciable à la dynamique des prix, des modèles à correction d'erreurs (MCE) relatifs aux prix ont aussi été estimés pour deux sous-échantillons

ainsi que pour la totalité de la période d'estimation. Le test de Hansen (1992) aurait pu servir à évaluer de façon formelle la stabilité des équations du MCE. L'emploi de l'écart de production mesuré par le MTP, qui figure parmi les variables de régression de ces équations, pose cependant problème. Si cette mesure était obtenue au moyen d'un filtre HP à plusieurs variables, l'estimateur ne serait pas convergent. De plus, ainsi que le montrent Orphanides et van Norden (1999), les estimations de l'écart de production sont généralement très imprécises.

J'aime beaucoup l'idée de McPhail qui consiste à vérifier l'information véhiculée par les agrégats monétaires au moyen d'équations de prix à correction d'erreurs ou de MVCE, tout particulièrement dans leur version récursive. L'étude de l'effet produit par le bloc monnaie sur la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des prévisions de l'inflation est particulièrement révélatrice. Il aurait été intéressant d'y ajouter une décomposition de la REQM en biais, variance et covariance, cette dernière représentant les erreurs de prévision non systématiques. L'auteure aurait également pu se pencher sur d'autres aspects de la capacité de prévision, par exemple la contribution des agrégats monétaires à la prévision du sens dans lequel varie l'inflation.

En outre, McPhail aurait pu évaluer l'importance de la contribution des agrégats monétaires par rapport à celle d'autres variables en appliquant des tests d'absence de causalité à la Granger. Ces tests peuvent être interprétés comme une évaluation formelle du caractère significatif de l'information véhiculée par les différentes variables. Il faut cependant être prudent à l'égard de la distribution qui sous-tend le test en présence de racines unitaires et de relations de cointégration (Toda et Phillips, 1994).

Enfin, on pourrait voir dans les résultats une indication que la monnaie au sens large ne joue pas le rôle de tampon. Toutefois, on ne peut vérifier cette hypothèse par le seul moyen de MVCE, car ces derniers sont des formes réduites — la dynamique étant alors représentée conjointement avec la relation de long terme.

Portée des résultats, conduite de la politique monétaire et pistes de recherche pour l'avenir

Étant donné le titre de l'étude, je m'attendais à ce que l'auteure démontre que la monnaie au sens large peut guider la conduite de la politique monétaire. Cet objectif louable débordait en fait le cadre de l'étude, et la façon dont la monnaie pourrait jouer ce rôle n'est pas abordée. Pourtant, comme le soutient McPhail, « si l'on parvient à mieux prévoir l'inflation en examinant l'évolution de la monnaie, une stratégie qui tient compte de cette dernière offre de meilleures chances d'atteindre les cibles visées en matière

d'inflation et de maintenir le taux d'inflation dans la fourchette cible » (page 62).

Sous réserve d'une évaluation plus approfondie de la robustesse des résultats, ces derniers indiquent que la monnaie au sens large renferme de l'information utile pour prévoir l'inflation. Il conviendrait donc que la Banque du Canada s'intéresse explicitement à l'évolution de la monnaie au sens large aux fins de la conduite de sa politique monétaire, dans la mesure où elle vise le maintien du taux d'inflation dans la fourchette cible annoncée.

Ce qu'il faudrait, maintenant, c'est établir plus précisément la place que doit occuper la monnaie dans la conduite de la politique monétaire. On pourrait conclure de l'étude de McPhail que la monnaie au sens large est un indicateur pertinent aux fins de la conduite de cette politique, puisqu'elle véhicule de l'information sur l'état de l'économie qui est susceptible de renseigner sur l'évolution future de l'inflation. Ne serait-ce que pour cette raison, la Banque du Canada devrait songer à se demander si elle accorde suffisamment d'attention à la monnaie au sens large par rapport aux autres indicateurs (dont l'écart de production) dont elle se sert.

La monnaie au sens large pourrait également jouer un rôle plus formel à titre de cible intermédiaire. Si tel était le cas, la Banque du Canada pourrait chercher, en agissant sur ses cibles opérationnelles, à maintenir la monnaie au sens large sur un sentier de croissance compatible avec l'objectif d'inflation ultime. Les résultats de McPhail n'excluent pas un rôle de ce genre pour la monnaie au sens large, tout particulièrement du fait qu'il semble exister une fonction stable de demande à long terme à l'égard d'un agrégat monétaire large défini de manière appropriée. Cependant, l'auteure n'établit pas clairement ce rôle. Des recherches plus approfondies seraient utiles à cet égard⁴.

Il y a une autre question qui sort du cadre de l'étude de McPhail mais qui, à mon avis, a été trop vite écartée par un grand nombre de banques centrales, bien qu'elle se rattache directement au rôle de la monnaie dans la conduite de la politique monétaire (voir McCallum, 1999). La plupart des banques centrales ont choisi pour cible opérationnelle un taux d'intérêt à court terme ou à un jour plutôt qu'une mesure particulière des réserves des banques privées ou de la base monétaire.

Si la base monétaire constituait la cible opérationnelle, la banque centrale déterminerait l'évolution de cet agrégat de façon que l'évolution résultante d'un agrégat monétaire large soit compatible avec l'objectif

4. Bien que l'utilisation de M1 à titre de cible intermédiaire n'ait pas donné de résultats satisfaisants au Canada à la fin des années 1970 et au début des années 1980 (à cause surtout de l'importance des innovations financières à l'époque), un agrégat monétaire plus large pourrait se révéler utile à titre de cible intermédiaire.

d'inflation, pour un taux de croissance attendu déterminé de la demande réelle de monnaie et un multiplicateur monétaire donné. Les variations attendues de la demande réelle de monnaie ou du multiplicateur monétaire entraîneraient des rajustements de la cible opérationnelle.

Si elle choisit le taux d'intérêt nominal à un jour pour cible opérationnelle, la banque centrale doit agir sur l'évolution de ce taux à très court terme pendant une durée suffisante pour que son action se répercute sur le taux d'intérêt nominal qui entre dans la fonction de demande réelle de monnaie. Ainsi, la politique monétaire doit être conduite de manière que le sentier de croissance de la monnaie au sens large soit compatible avec l'objectif ultime en matière d'inflation. Dans ce cas également, les variations attendues de la demande réelle de monnaie qui découlent de modifications du taux de croissance attendu de l'activité économique réelle et de la marge d'intermédiation financière nécessitent des rajustements de la cible opérationnelle.

Ainsi que je le montre dans l'annexe, l'efficacité de la base monétaire à titre de cible opérationnelle dépendrait de l'incertitude qui entoure le multiplicateur monétaire par rapport à l'incertitude globale liée à la demande de monnaie et à l'incertitude relative au contrôle du taux d'intérêt nominal pertinent. Une condition suffisante pour que la base monétaire se révèle supérieure à titre de cible opérationnelle est que l'incertitude générale entourant la demande de monnaie soit plus importante que celle qui touche le multiplicateur monétaire. Ce résultat est renforcé lorsqu'on reconnaît l'imperfection du contrôle que la banque centrale exerce sur le taux d'intérêt nominal pertinent, a fortiori dans une petite économie ouverte où les capitaux sont très mobiles.

Ce n'est pas parce que la majorité des banques centrales se sont résolues à faire du taux d'intérêt nominal leur cible opérationnelle qu'il s'agit forcément du meilleur choix. La question revêt à l'évidence une dimension empirique et elle mérite une étude plus approfondie.

En conclusion, j'estime que l'étude de McPhail est un excellent point de départ pour de plus amples recherches. De nouveaux travaux sont nécessaires si l'on veut mieux définir le rôle d'un agrégat monétaire large à titre soit d'indicateur, soit de cible intermédiaire, et déterminer plus précisément sa relation avec les cibles opérationnelles. Il vaudrait également la peine de se pencher de nouveau sur l'emploi d'un agrégat très étroit, comme la base monétaire, à titre de cible opérationnelle comparativement à celui du taux d'intérêt à un jour.

Annexe

Effets de diverses sources d'incertitude sur le choix d'une cible opérationnelle

Le modèle qui suit est une adaptation de celui de McCallum (1989), auquel a été ajoutée l'incertitude relative au contrôle que la banque centrale exerce sur le taux d'intérêt pertinent à court terme.

Représentons la demande réelle de monnaie par

$$m_t = p_t + a_0 + a_1 y_t - a_2 i_t^c + \varepsilon_t, \quad (\text{A1})$$

où m_t est le logarithme de l'agrégat monétaire large, p_t celui du niveau des prix, y_t celui du PIB réel, i_t^c le taux d'intérêt nominal qui entre dans la fonction de demande de monnaie et ε_t une variable aléatoire à bruit blanc qui résume l'incertitude liée à la demande réelle de monnaie. Pour les besoins de l'exposé, on peut considérer i_t^c comme le taux nominal à trois mois.

En calculant la dérivée totale de l'équation (A1), nous constatons que, à l'équilibre, l'inflation est due à un excédent de la croissance de l'offre de monnaie par rapport à celle de la demande réelle de monnaie.

Représentons l'offre de l'agrégat monétaire large par

$$m_t = b_0 + b_1 h_t + b_2 i_t^c + \zeta_t, \quad (\text{A2})$$

où h_t est le logarithme de la base monétaire et ζ_t une variable aléatoire à bruit blanc qui résume l'incertitude relative au multiplicateur monétaire, avec une variance σ_ζ^2 .

Définissons une fonction combinant l'erreur d'anticipation et le résidu de la demande de monnaie par

$$z_t = p_t - p_t^e + y_t - y_t^e + \varepsilon_t, \quad (\text{A3})$$

où la variance est égale à σ_z^2 .

Supposons que m_t^* soit la quantité de monnaie au sens large compatible avec un taux de croissance conforme à la cible d'inflation fixée par la banque centrale. On peut démontrer que, si la banque centrale choisissait l'évolution de la base monétaire à titre de cible opérationnelle, l'erreur quadratique moyenne de l'inflation serait fournie par l'expression

$$E(m_t - m_t^*)^2 \Big|_{base} = \frac{a_2^2 \sigma_\zeta^2 + b_2^2 \sigma_z^2}{(a_2 + b_2)^2}. \quad (\text{A4})$$

Si, par contre, la banque centrale choisissait le taux des fonds à un jour comme cible opérationnelle, elle chercherait à l'établir à un niveau produisant un taux d'intérêt nominal à trois mois qui se traduirait par une évolution de la monnaie au sens large compatible avec le taux d'inflation visé. Représentons le contrôle imparfait exercé sur le taux d'intérêt nominal à trois mois par

$$i_t^c = \bar{i}_t^c + \eta_t, \quad (\text{A5})$$

où \bar{i}_t^c est le taux d'intérêt à trois mois qui est visé et η_t une variable aléatoire à bruit blanc qui résume l'incertitude relative au contrôle exercé sur le taux d'intérêt, avec une variance σ_η^2 . Dans ce cas, on peut démontrer que l'erreur quadratique moyenne de l'inflation est donnée par l'expression

$$E(m_t - m_t^*)^2 \Big|_{i^c} = \sigma_z^2 + a_2^2 \sigma_\eta^2. \quad (\text{A6})$$

Il découle de ce modèle qu'une condition suffisante, mais non nécessaire, pour que la base monétaire se révèle une cible opérationnelle supérieure au taux d'intérêt nominal est que l'incertitude globale entourant la demande de monnaie soit égale ou supérieure à l'incertitude relative au multiplicateur monétaire. Cela se vérifierait même si le contrôle du taux d'intérêt nominal à trois mois était parfait. Pour que le taux d'intérêt à un jour soit supérieur à la base monétaire sous l'angle de l'erreur quadratique moyenne de l'inflation, il faut que l'incertitude relative au multiplicateur monétaire soit importante par rapport à celle qui touche la demande de monnaie, que l'élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt soit relativement élevée (c'est-à-dire que a_2 soit important par rapport à b_2) et que l'incertitude entourant le contrôle du taux d'intérêt nominal soit relativement faible.

Bibliographie

- Bernanke, B. S., T. Laubach, F. S. Mishkin et A. S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.
- Campbell, J. Y. et P. Perron (1991). « Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots ». In : *NBER Macroeconomics Annual 1991*, sous la direction de S. Fisher, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, p. 141-201.
- DeJong, D. N., J. C. Nankervis, N. E. Savin et C. H. Whiteman (1992). « Integration versus Trend Stationarity in Time Series », *Econometrica*, vol. 60, n° 2, p. 423-433.
- Dickey, D. A. et S. G. Pantula (1987). « Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 5, n° 4, p. 455-461.
- Elliot, G., T. J. Rothenberg et J. H. Stock (1996). « Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root », *Econometrica*, vol. 64, n° 4, p. 813-836.
- Hansen, B. E. (1992). « Testing for Parameter Instability in Linear Models », *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, n° 4, p. 517-533.
- Hansen, H. et S. Johansen (1993). « Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models », document de travail, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- 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.
- Lucas, R. E. Jr. (1977). « Understanding Business Cycles ». In : *Stabilization of the Domestic and International Economy*, sous la direction de K. Brunner et A. H. Meltzer, Amsterdam, North-Holland, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies, vol. 5, p. 7-29.
- McCallum, B. T. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*, New York, Macmillan.
- (1999). « Issues in the Design of Monetary Policy Rules ». In : *Handbook of Macroeconomics*, sous la direction de J. B. Taylor et M. Woodford, vol. 1c, Amsterdam, North-Holland, p. 1483-1530.
- Ng, S. et P. Perron (1995). « Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, n° 429, p. 268-281.
- (1997). « Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power », document de travail n° 369, Department of Economics, Boston College.
- Orphanides, A. et S. van Norden (1999). *The Reliability of Output Gap Estimates in Real Time*, Finance and Economics Discussion Series n° 1999-38, Washington (D.C.), Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Pantula, S. G. et A. Hall (1991). « Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models: An Instrumental Variable Approach », *Journal of Econometrics*, vol. 48, n° 3, p. 325-353.
- Perron, P. et G. Rodriguez (1998). *GLS Detrending, Efficient Unit Root Tests and Structural Change*, Cahier n° 1298, Montréal, Université de Montréal, Centre de recherche et développement en économique.
- Pitarakis, J. Y. (1995). « Cointegration Analysis in Large Systems », thèse de doctorat, Department of Economics, Boston University.
- Reimers, H. E. (1992). « Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration », *Statistical Papers*, vol. 33, p. 335-359.
- Reinsel, G. C. et S. K. Ahn (1992). « Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure: Estimation, Likelihood Ratio Test, and Forecasting », *Journal of Time Series Analysis*, vol. 13, n° 4, p. 353-375.
- Schwert, G. W. (1989). « Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, n° 2, p. 147-159.

Toda, H. Y. et P. C. B. Phillips (1994). « Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study », *Econometric Reviews*, vol. 13, n° 2, p. 259-285.

Commentaires

Tony S. Wirjanto

Dans son étude, Kim McPhail se penche sur deux questions importantes touchant la relation entre la monnaie et l'inflation au Canada. Elle cherche en particulier à savoir s'il existe des fonctions stables de demande à long terme pour la monnaie au sens large et si celle-ci aide à prévoir l'inflation aux horizons de quatre et de huit trimestres, une fois prise en compte l'influence de la production et des taux d'intérêt. Après une étude assez approfondie des données, l'auteure répond par l'affirmative aux deux questions, notamment lorsque la monnaie au sens large est définie par M2P augmenté des obligations d'épargne du Canada et des fonds communs de placement.

Je ferai porter mes commentaires sur la recherche de fonctions stables de demande de monnaie à long terme, puisqu'il s'agit d'une étape préalable à l'étude de la deuxième question et que le sujet est assez technique. Mais dans ma conclusion, j'essaierai de dépasser la dimension purement technique du document afin de montrer comment celui-ci peut contribuer au débat entourant la formulation de la politique monétaire, le sujet qui nous intéresse en définitive.

La majeure partie de mes remarques s'inspirent des résultats que McPhail présente pour les équations de demande de monnaie à long terme estimées sans contrainte, qui servent de point de départ à sa recherche d'une spécification. L'auteure met à l'essai douze définitions empiriques de la monnaie au sens large, depuis l'agrégat relativement liquide M2 jusqu'à l'agrégat assez peu liquide M5; les données qu'elle utilise vont du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1998 dans le cas des six premières définitions et du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1996 pour les six dernières. Le modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) de Johansen-Juselius sert de cadre à la recherche d'une

spécification de la demande de monnaie à long terme. Certaines des formulations sont estimées sans contrainte, tandis que d'autres, jugées compatibles avec les données, sont assujetties à des contraintes.

J'aimerais savoir en premier lieu si McPhail a inclus systématiquement un terme de dérive dans les MVCE qu'elle utilise et, dans la négative, si l'omission est justifiée. Je pose cette question parce que l'addition d'un terme de dérive au MVCE peut modifier complètement les résultats donnés par ce dernier, et notamment sa stabilité ou son instabilité. Compte tenu également de la taille limitée de l'échantillon, il semble prudent de recourir à un mécanisme quelconque pour corriger le biais que cela entraîne dans les statistiques de test utilisées ici (en particulier la trace), et ce, afin de réduire au maximum la fréquence des surrejets de l'hypothèse d'absence de cointégration. La littérature propose un certain nombre de mécanismes, dont certains sont relativement faciles à appliquer et d'autres plus complexes.

Je ferai remarquer en deuxième lieu que, si la plupart des déductions présentées dans l'étude sont le fruit d'un raisonnement formel, ce dont l'auteure doit être félicitée, certains énoncés à caractère déductif, en particulier en ce qui concerne la stabilité estimée du MVCE selon qu'on utilise une définition ou une autre de la monnaie au sens large, pèchent par manque de formalisme. Il serait bon d'adopter une méthode formelle permettant de différencier les divers MVCE selon leur stabilité sur échantillon, en l'absence de fondements théoriques pour appuyer ces définitions. On peut toutefois s'en passer si le but visé n'est pas d'obtenir une formulation optimale de la demande de monnaie.

Mon troisième commentaire porte sur la modélisation empirique du MVCE de manière générale. La vogue que connaît le MVCE depuis plusieurs années tient en bonne partie à ce qu'il permet aux chercheurs d'esquiver la question de l'exogénéité dans le processus de modélisation. Malheureusement, le prix à payer pour cela est une identification plus complexe dans un MVCE sans contrainte où il existe plus d'un vecteur de cointégration. De nombreuses études ont été consacrées au fil des ans à cette question et, par conséquent, à la façon de passer d'une spécification sans contrainte à une formulation avec contrainte, mais la plupart ont eu un caractère théorique. Les solutions proposées sont bien souvent, je le crains, difficiles ou impossibles à mettre en application lorsqu'on est en présence d'un échantillon de taille limitée (composé ici de 112 observations), d'un grand nombre de variables (cinq ou plus) et de retards (trois ou plus) pour chacune des variables, à moins qu'on ne se prononce au départ sur la question de l'exogénéité. L'absence de solutions applicables sur le plan empirique fait obstacle de façon presque certaine à une évaluation efficace du comportement structurel, notamment quand les chercheurs s'efforcent de

déterminer si des changements structurels se sont produits durant la période d'estimation — ce qui est le cas de l'étude qui nous occupe.

À titre d'exemple, s'il existe cinq variables et trois retards pour chacune d'elles dans un VAR sans contrainte, il nous faut estimer au total 75 paramètres à l'aide de 112 observations seulement. Si, par contre, nous considérons deux des cinq variables comme faiblement exogènes, le nombre de paramètres à estimer dans le VAR se trouve ramené à 30. Cet exemple simple montre bien que, en l'absence d'hypothèses d'identification supplémentaires, il sera vraisemblablement difficile de déterminer le nombre exact de vecteurs de cointégration et que le résultat sera, dans le meilleur des cas, peu fiable. La recherche d'une bonne formulation du MVCE structurel s'en trouve compliquée. Il est souhaitable de classer les variables du MVCE en variables exogènes et endogènes au début du processus de modélisation, afin de réduire considérablement le nombre de paramètres du système et d'améliorer l'efficacité des tests visant à déterminer le nombre de vecteurs de cointégration. À l'étape suivante, nous pouvons imposer un ensemble de contraintes d'identification exacte aux vecteurs de cointégration et faire entrer ceux-ci dans le MVCE, de manière que tous les vecteurs de cointégration soient incorporés à chaque équation décrivant une variable endogène. À mesure que les vecteurs de cointégration sont testés, il devient possible non seulement de simplifier et d'estimer la dynamique du modèle, mais aussi d'en établir les liens de causalité en éliminant de chaque équation les vecteurs de cointégration qui n'y ont pas leur place.

Voilà qui m'amène à ma conclusion. Les commentaires qui viennent d'être consacrés aux aspects techniques de l'étude ne doivent pas en masquer le résultat essentiel, à savoir qu'il existe au Canada des fonctions stables de demande de monnaie à long terme pour certains agrégats au sens large et que ceux-ci peuvent servir à la prévision de l'inflation. Ne serait-ce que pour ce seul résultat, l'auteure mérite d'être félicitée, car son étude apporte de l'eau au moulin de ceux qui pensent que les agrégats monétaires au sens large peuvent jouer un rôle dans l'élaboration de la politique monétaire canadienne. Bien entendu, le fait qu'aucune trace d'instabilité sur échantillon n'ait été décelée dans les fonctions de demande à long terme relatives à certains des agrégats que McPhail a étudiés ne garantit pas en soi que ces derniers resteront stables à l'avenir. Nous ne nous attendons d'ailleurs pas à ce qu'il en soit ainsi, vu l'évolution continue des marchés financiers. Cela ne constitue cependant pas une raison suffisante pour que les autorités monétaires se gardent de considérer ces agrégats comme des cibles intermédiaires informelles; il est possible en particulier d'observer les changements au fur et à mesure qu'ils se produisent et donc de tenir compte

comme il se doit de leurs effets, et plus d'un agrégat pourrait être utilisé à cette fin.

Je terminerai en faisant remarquer que, si la question de la stabilité des agrégats monétaires au sens large est importante lorsqu'on veut déterminer s'ils pourraient servir de cibles intermédiaires informelles dans la conduite de la politique monétaire, il ne s'agit certainement pas d'une question clé. Il m'apparaît que l'essentiel à ce propos est de savoir dans quelle mesure ces agrégats peuvent être régulés par les autorités monétaires. Il conviendra d'étudier plus à fond et de clarifier dans un avenir prochain cette question de la capacité de régulation des autorités monétaires.

Discussion générale

David Laidler fait valoir que les relations de cointégration et le coefficient négatif du taux de rendement des avoirs concurrents semblent compatibles avec un effet de liquidité s'exerçant par le truchement des taux d'intérêt plutôt qu'avec un effet lié aux attentes. Si celles-ci étaient seules en cause, on aurait plutôt observé selon lui une offre excédentaire de monnaie au sens large et une augmentation du taux de rendement des avoirs concurrents. Ces résultats cadrent plutôt avec le rôle actif que l'on attribue traditionnellement à la monnaie au sens large dans les manuels. Ainsi, un accroissement du stock de monnaie entraînerait une baisse du taux de rendement nominal des actifs concurrents.

McPhail convient que cette interprétation est possible, tout en soulignant que l'écart monétaire semble avoir sur les taux d'intérêt une incidence importante sur le plan empirique peu importe la spécification retenue. Alain Paquet fait remarquer que les deux interprétations sont compatibles. Étant donné que les modèles vectoriels à correction d'erreurs (MVCE) sont des formes réduites, une modification des taux d'intérêt autorise une interprétation compatible avec les arguments de Laidler même si leurs coefficients ne sont pas significatifs.

Graeme Wells signale que la demande de monnaie ne se comporte pas comme la demande de biens tangibles. Il propose une formulation du MVCE dans laquelle les agents modifient leurs encaisses réelles plutôt que nominales et où l'inflation figure du côté droit, avec un signe négatif. Cette sorte de spécification avait été essayée au cours des années 1970 et au début des années 1980, mais ne s'était pas révélée concluante; peut-être vaudrait-il la peine maintenant de revenir sur elle, pour voir si elle peut expliquer certaines prévisions de l'inflation.

* Le présent sommaire a été rédigé par Carol Ann Northcott.

McPhail explique que, dans ce genre de spécification, l'inflation attendue provoque une réduction des encaisses, sous l'effet d'une variation du coût lié à la détention de liquidités plutôt que d'avoirs concurrents. Son modèle comporte une variable servant à saisir le taux de rendement d'actifs tels que le logement, qui sont en concurrence avec la monnaie au sens large et sont étroitement liés à l'inflation. Par conséquent, une hausse de ce taux de rendement donnerait lieu à une diminution des encaisses réelles.

Robert Jones fait observer que certaines des mesures de la monnaie au sens large comprennent les bons du Trésor ou les obligations, dont l'encours varie en fonction de l'état des finances publiques. Il se demande si le pouvoir de prévision des agrégats monétaires les plus larges ne provient pas de l'orientation de la politique budgétaire, qui ne figure pas à titre de variable dans le modèle. McPhail réplique qu'il ne s'agit pas d'un problème important sur le plan empirique, le montant des titres d'emprunt inclus dans les agrégats en question étant relativement faible.

Enfin, Stefan Gerlach, de la Banque des Règlements Internationaux, suggère deux améliorations au modèle, dont McPhail reconnaît l'utilité. Tout d'abord, dans les modèles de ce genre, où les prix et la croissance monétaire sont intégrés d'ordre 2, il est courant de faire intervenir le stock de monnaie réel et le taux d'inflation. Étant donné que l'inflation n'est pas stationnaire, elle peut être incluse dans le MVCE, ce qui permet d'évaluer directement l'influence éventuelle de l'écart monétaire sur l'inflation. Sa seconde suggestion est d'incorporer au MVCE une tendance qui pourrait être cointégrée avec le niveau de la production. La production corrigée de la tendance fournirait une mesure de l'écart de production, et il serait ainsi possible d'établir directement si l'écart de production a une incidence plus marquée que l'écart monétaire sur l'inflation.

