

Les agrégats monétaires et la politique monétaire

Apostolos Serletis et Terence E. Molik

Introduction

La détection des chocs de politique monétaire a suscité récemment un regain d'intérêt parmi les économistes, notamment dans les banques centrales. Il s'agit de trouver une variable ou une combinaison de variables qui mesure de façon appropriée l'orientation, c'est-à-dire le degré d'assouplissement ou de resserrement, de la politique monétaire. De nombreuses variables ont été employées à cette fin au fil des années. Par exemple, les monétaristes des années 1960 et 1970, comme Friedman et Schwartz (1963) ou Cagan (1972), mettaient l'accent sur les agrégats monétaires comme M1 et M2 à titre d'indicateurs de la politique monétaire. Ils faisaient valoir que ces agrégats étaient des indicateurs avancés de la production et des prix et variaient dans le même sens que la production (à court terme du moins) et le niveau des prix (à tout le moins à long terme).

L'utilisation des agrégats monétaires à titre d'indicateurs de la politique monétaire ne fait toutefois pas l'unanimité, car ces agrégats peuvent varier sous l'influence de facteurs autres que les modifications de la politique monétaire — par exemple celles de la demande de monnaie ou du comportement des banques attribuables à l'évolution de la conjoncture au cours des différentes phases du cycle économique. Cette difficulté a conduit

* Nous tenons à remercier Joseph Atta-Mensah, Kevin Clinton, Agathe Côté, Sarah Hu, Loretta Nott et Micheline Roy de leurs commentaires et suggestions utiles. Apostolos Serletis sait gré au Conseil de recherches en sciences humaines du Canada de l'aide financière que celui-ci lui a fournie.

plus d'un économiste à se tourner soit vers les chiffres inscrits au bilan de la banque centrale, par exemple la base monétaire et diverses mesures des réserves (pour le motif que leurs variations obéissent principalement aux modifications de la politique monétaire), soit vers des taux d'intérêt déterminés par le marché, comme le taux du financement à un jour et les écarts entre les taux de rendement pour différentes échéances.

L'emploi des agrégats monétaires à titre d'indicateurs de la politique monétaire soulève un autre problème. En effet, les nombreuses études consacrées à l'influence de la monnaie sur l'économie font appel à des grandeurs monétaires officielles calculées par sommation simple. Des agrégats calculés de cette manière conviennent dans certaines conditions mais, si les prix relatifs de leurs composantes fluctuent dans le temps (comme semblent le montrer les observations), une agrégation par sommation simple produit des définitions de la monnaie qui ne sont pas satisfaisantes du point de vue théorique. Le problème tient à une mauvaise prise en compte des effets de substitution qu'implique une agrégation par sommation simple, de sorte que les agrégats monétaires obtenus ne mesurent pas de façon exacte la quantité effective de produits monétaires que choisissent (dans l'agrégat) les agents économiques ayant un comportement d'optimisation.

Les recherches menées récemment ont été axées sur les améliorations qu'on peut obtenir en s'appuyant de façon rigoureuse sur des fondements microéconomiques et sur la théorie de l'agrégation pour élaborer les agrégats monétaires. Cette nouvelle approche de l'agrégation, qui a été préconisée par Barnett (1980), a conduit à l'établissement d'agrégats monétaires appartenant à la catégorie des indices quantitatifs superlatifs de Diewert (1976) — l'exemple le plus récent nous en étant fourni par Anderson, Jones et Nesmith (1997a et b). Les nouveaux agrégats sont les indices de services monétaires de Barnett (également appelés agrégats de Divisia) et les indices « équivalent monnaie » (EM) de Rotemberg (1991) — voir aussi Rotemberg, Driscoll et Poterba (1995). Ces agrégats représentent une solution de rechange viable et appropriée (du point de vue théorique) aux agrégats calculés par sommation simple auxquels recourent encore les banques centrales, de même que les chercheurs.

L'un des buts de la présente étude est d'examiner le rôle des agrégats monétaires établis par sommation simple, selon la méthode de Divisia et suivant la méthode EM dans la conduite de la politique monétaire canadienne, à l'aide de données trimestrielles allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Nous étudierons les corrélations contemporaines avec le cycle (extrait au moyen du filtre de Hodrick-Prescott) et ferons appel à des tests d'intégration et de cointégration, à une relation de causalité formalisée à l'aide d'une seule équation (les propriétés

temporelles des données étant imposées dans l'estimation et les tests d'hypothèse), ainsi qu'à un cadre vectoriel autorégressif (VAR) à équations multiples, dans lequel toutes les variables sont considérées comme faisant partie d'un même processus.

L'étude obéit au plan suivant. La première section traite brièvement du problème de la définition (de l'agrégation) de la monnaie. Les données sont décrites à la section suivante. La troisième section résume certains faits stylisés concernant les covariations dynamiques des différentes séries de la monnaie et du PIB réel, à l'aide de la méthode proposée par Kydland et Prescott (1990). À la quatrième section, nous examinons les propriétés chronologiques des variables prises une à une et tentons d'établir s'il existe une relation d'équilibre en longue période entre la monnaie, les prix et le revenu. À la cinquième section, nous étudions l'étroitesse de la relation empirique entre la monnaie, d'une part, et le revenu et les prix, d'autre part, en appliquant des tests de causalité à un modèle doté d'une seule équation, tandis qu'à la sixième, nous analysons la robustesse des résultats dans un cadre VAR à équations multiples. La dernière partie tient lieu de conclusion.

1 Les nombreuses définitions de la monnaie

Les agrégats monétaires que la Banque du Canada et beaucoup d'autres banques centrales utilisent actuellement sont obtenus par sommation simple. La caractéristique essentielle de cette méthode d'agrégation est d'attribuer un poids constant et égal à un à toutes les composantes. L'agrégat M revêt alors la forme

$$M = \sum_{i=1}^n x_i, \quad (1)$$

où x_i est l'une des n composantes monétaires de l'agrégat. Cet indice établi par sommation repose sur l'hypothèse que les prix relatifs des diverses composantes monétaires sont constants et égaux dans le temps; il faut par conséquent que les divers actifs monétaires qui entrent dans sa composition soient non seulement parfaitement substituables, mais substituables aussi à valeur égale. Or, les résultats empiriques montrent que cette hypothèse est tout à fait irréaliste — voir par exemple Fleissig et Serletis (1999).

Au fil des années, nombre d'économistes ont essayé d'appliquer une formule de pondération linéaire convenable aux avoirs monétaires dans un indice à somme simple. Cependant, toute formule de pondération dépourvue de fondement théorique est contestable. Les travaux de Diewert (1976 et 1978) et de Barnett (1980) ont contribué dans une mesure importante à l'établissement d'agrégats monétaires conformes à la théorie

microéconomique et aux principes théoriques de l'agrégation. Ces agrégats sont basés sur une catégorie dite superlative d'indices quantitatifs. L'un des plus importants de ces indices est l'indice de Divisia qui s'applique en temps discret :

$$\log M_t^D - \log M_{t-1}^D = \sum_{i=1}^n s_{it}^* (\log x_{it} - \log x_{i,t-1}). \quad (2)$$

L'équation (2) exprime le taux de croissance de l'agrégat monétaire sous la forme d'une moyenne pondérée des taux de croissance des actifs qui entrent dans sa composition.

$$s_{it} = \pi_{it} x_{it} / \sum_j \pi_{jt} x_{jt}$$

est la part de l'actif i dans les dépenses pendant la période t et

$$s_{it}^* = \frac{1}{2} (s_{it} + s_{i,t-1})$$

est la moyenne des parts observées sur deux périodes consécutives. π_{it} est le coût de l'actif i pour l'utilisateur, tel que l'a calculé Barnett (1978),

$$\pi_{it} = \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t}, \quad (3)$$

où r_{it} est le taux de rendement de l'actif i , et R_t le taux de rendement de l'actif de référence (en théorie, celui qui offre le rendement le plus élevé). L'actif de référence sert uniquement à transférer la richesse d'une période à une autre. Le coût de l'actif i pour l'utilisateur est le coût d'opportunité des services fournis par cet actif pendant la période considérée — pour en savoir davantage sur la méthode d'agrégation monétaire de Divisia, consulter Barnett, Fisher et Serletis (1992).

La liste des divers indices susceptibles de trouver des applications dans le domaine des agrégats monétaires s'est enrichie récemment de l'indice équivalent monnaie (EM) de Rotemberg, Driscoll et Poterba (1995) :

$$EM_t = \sum_{i=1}^n \frac{R_t - r_{it}}{R_t} x_{it}. \quad (4)$$

Il s'agit essentiellement d'un indice établi par sommation, avec l'ajout d'une formule simple de pondération. Lorsqu'un actif monétaire entrant dans l'agrégat, par exemple la monnaie hors banques, ne rapporte aucun intérêt, il est ajouté au stock d'actifs monétaires avec une pondération égale à un. La

pondération attribuée à l'actif tend vers zéro lorsque son taux de rendement tend vers R_t , l'actif en venant à se comporter davantage comme l'actif de référence (qui sert aux transferts de richesse) et moins comme l'argent liquide.

En gros, l'indice EM diffère de l'indice de Divisia de la même façon qu'un indice établi par sommation simple : dans la plupart des cas, l'indice EM fournit une mesure des stocks (bien que différente de celle que fournit un indice établi par sommation simple), et l'indice de Divisia une mesure des flux. Plus précisément, l'indice EM mesure le stock de richesse monétaire tandis que l'indice de Divisia mesure le flux de services monétaires. Toutefois, les indices EM et à sommation simple peuvent tous deux servir à mesurer le flux de services monétaires si un certain nombre de conditions sont remplies.

La différence essentielle entre les indices EM et à sommation simple est que l'indice EM peut mesurer le flux de services monétaires moyennant un ensemble d'hypothèses moins restrictif que celui qu'exige un indice établi par sommation simple (c'est-à-dire une substituabilité parfaite, à valeur égale, des actifs qui entrent dans la composition de l'indice). Pour plus de détails concernant l'indice de Divisia et l'indice EM, voir Rotemberg (1991) et Barnett (1991).

Dans la présente étude, nous faisons appel à des agrégats monétaires établis par sommation simple, par la méthode de Divisia et par la méthode EM pour étudier la relation entre la monnaie, les prix et le revenu au Canada. Les données trimestrielles utilisées vont du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998 et sont décrites dans la section qui suit.

2 Les données

Nous commençons par la liste des avoirs monétaires dont la Banque du Canada se sert pour élaborer cinq agrégats couramment utilisés : M1, M1+, M1++, M2 et M3. Nous laissons de côté les deux autres agrégats monétaires — M2+ et M2++ — parce qu'il n'existe pas de statistiques sur les taux d'intérêt pour certaines de leurs composantes. Ainsi que le montre le Tableau 1, les agrégats M1, M1+, M1++, M2 et M3 sont établis de manière récursive, par ajouts successifs d'avoirs à M1 jusqu'à l'obtention du plus large des agrégats en question (M3).

Comme nous l'avons vu précédemment, les agrégats monétaires actuellement utilisés par la Banque sont des indices à somme simple dans lesquels chaque composante monétaire est affectée d'une pondération égale à un. Pour élaborer des agrégats monétaires de Divisia et EM, au contraire, il faut d'abord calculer le coût des actifs monétaires pour l'utilisateur,

Tableau 1
Agrégats monétaires utilisés par la Banque du Canada et leurs
composantes

Agrégat monétaire	Composante	N° dans la base CANSIM
M1	Monnaie hors banques	B2001
	Comptes de chèques personnels	B486
	Comptes courants	B487
M1+	Dépôts d'épargne transférables par chèque des particuliers	B452
	Autres dépôts à préavis transférables par chèque	B472
M1++	Dépôts d'épargne non transférables par chèque des particuliers	B453
	Autres dépôts à préavis non transférables par chèque	B473
M2	Dépôts d'épargne à terme fixe des particuliers	B454
M3	Autres dépôts à terme	B475
	Dépôts en devises étrangères	B482

conformément à l'équation (3). Pour cela, nous posons que le coût de la monnaie hors banques est égal à zéro et utilisons le taux de rendement implicite, comme Klein (1974) et Startz (1979), pour calculer le coût des dépôts à vue (séries B486 et B487 de la base de données CANSIM) d'après la formule

$$r_D = (1 - \kappa)r_A,$$

où r_A est le taux d'intérêt d'un actif de remplacement, et κ une estimation du coefficient de réserve obligatoire maximal. Nous avons choisi pour r_A le taux d'intérêt offert sur les obligations de trois à cinq ans du gouvernement canadien (série B14010 de CANSIM); κ est obtenu à partir des coefficients de réserves primaires et secondaires applicables aux dépôts à vue pendant la période d'estimation.

Le taux d'intérêt relatif à la série B452 est donné par le taux offert sur les dépôts d'épargne transférables par chèque des particuliers (série B14035 de CANSIM) de janvier 1974 à septembre 1982 et par le taux d'intérêt sur les comptes de chèques à intérêt quotidien au delà de 5 000 \$ (*CCIQ 5K+*) d'octobre 1982 à juin 1998. En ce qui concerne le taux d'intérêt relatif à la série B453, nous prenons le taux des dépôts d'épargne non transférables par chèque des particuliers (série B14019 de CANSIM) de janvier 1974 à décembre 1986, le taux relatif aux dépôts d'épargne à intérêt quotidien au delà de 25 000 \$ (*DEIQ 25K+*) de janvier 1987 à janvier 1988 et la moyenne de *DEIQ 25K+* et de *DEIQ 75K+* de février 1988 à juin 1998. Nous postulons enfin que le taux de base des prêts bancaires (série B14020 de

CANSIM) correspond au taux d'intérêt relatif à la série B475, que le taux pratiqué sur les dépôts en eurodollars américains (série B54415 de CANSIM) représente le taux d'intérêt se rapportant à B482, que le taux des dépôts à cinq ans (série B14045 de CANSIM) est le taux d'intérêt relatif à B454 et que le taux des dépôts à terme fixe de 90 jours des particuliers (série B14043 de CANSIM) représente le taux d'intérêt applicable tant à B472 qu'à B473. Le taux des dépôts à cinq ans a été corrigé au moyen de la courbe de rendement afin d'éliminer la prime relative aux actifs à long terme.

Nous utilisons des données désaisonnalisées et une variable susceptible de représenter convenablement le taux d'intérêt de référence (Molik, 1999, fournit plus de précisions sur ces points) pour élaborer des agrégats monétaires par sommation simple, selon la méthode de Divisia et suivant la méthode EM aux niveaux d'agrégation correspondant à ceux de M1, M2, M3, M1+ et M1++. Les Figures 1 à 5 fournissent une représentation graphique de ces agrégats monétaires. Comme le montrent les graphiques, les fluctuations varient selon le niveau de même que les méthodes d'agrégation, ce qui illustre la complexité des questions d'agrégation monétaire — un point qu'il conviendra de garder à l'esprit lors de l'interprétation des résultats.

3 Quelques faits stylisés sur le cycle économique

Pour décrire les faits stylisés, nous appliquons la méthode qui consiste à distinguer les composantes tendancielle et cyclique des données à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott (HP); voir Prescott (1986). Lorsqu'on considère le logarithme d'une série chronologique X_t , prenant les valeurs $t = 1, 2, \dots, T$, cette méthode définit la composante tendancielle ou de croissance, notée τ_t , pour $t = 1, 2, \dots, T$, comme la solution du problème de minimisation suivant :

$$\min_{\tau_t} \sum_{t=1}^T (X_t - \tau_t)^2 + \mu \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2, \quad (5)$$

de sorte que X_t Divisia moins τ_t est la série filtrée. Plus μ est élevé, plus la tendance est lisse; quand $\mu = \infty$, la tendance est linéaire. Dans nos calculs, nous posons $\mu = 1\,600$, comme le recommandent Kydland et Prescott (1990).

Nous mesurons le degré de covariation d'une série monétaire avec le cycle par la taille du coefficient de corrélation $\rho(j)$, $j \in \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$. Le coefficient de corrélation contemporaine, $\rho(0)$, nous renseigne sur le degré de covariation contemporaine de la série et de la variable cyclique

Figure 1
M1 somme, M1 Divisia et M1 EM

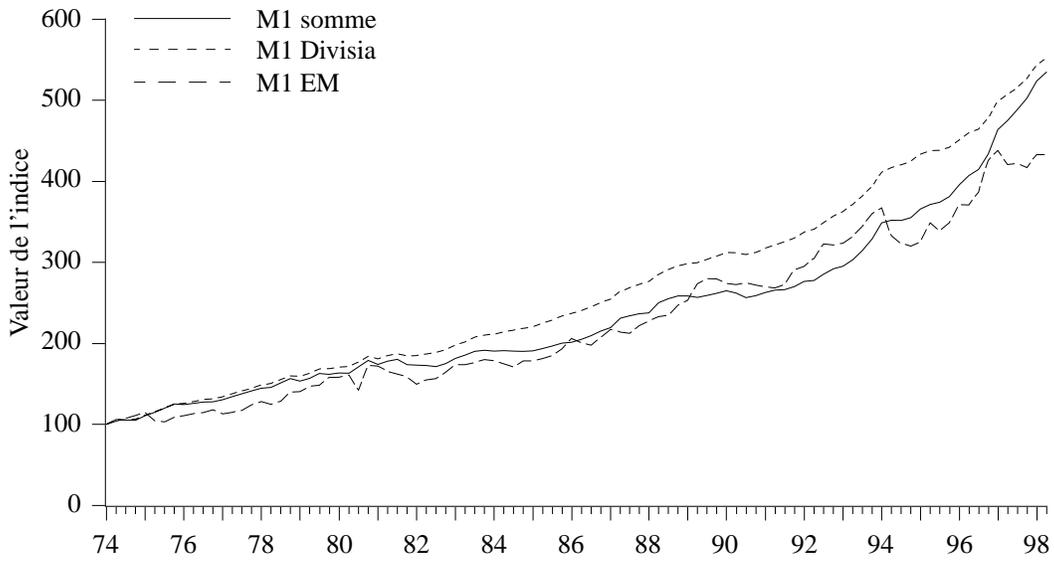


Figure 2
M2 somme, M2 Divisia et M2 EM

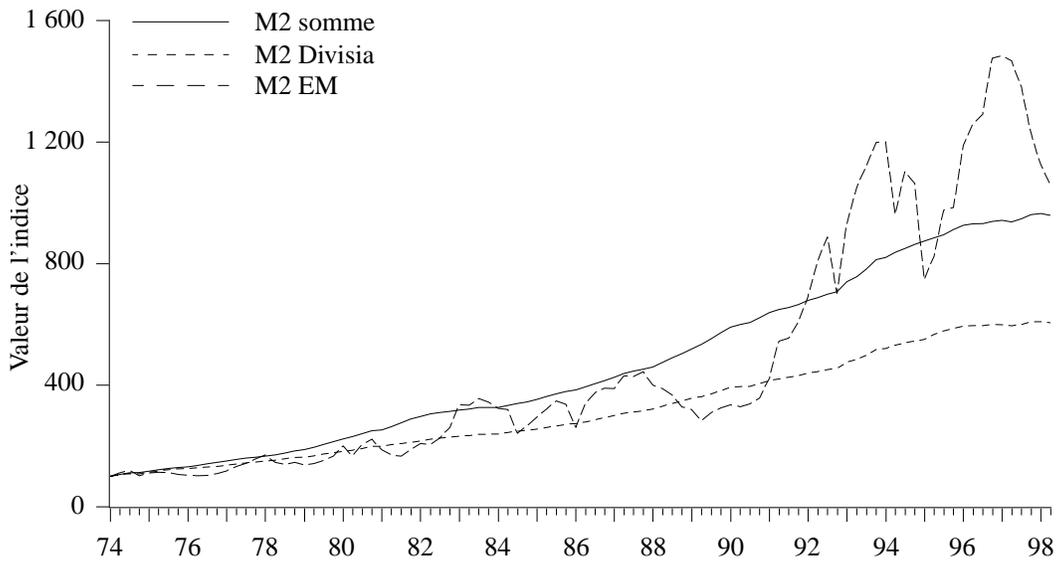


Figure 3
M3 somme, M3 Divisia et M3 EM

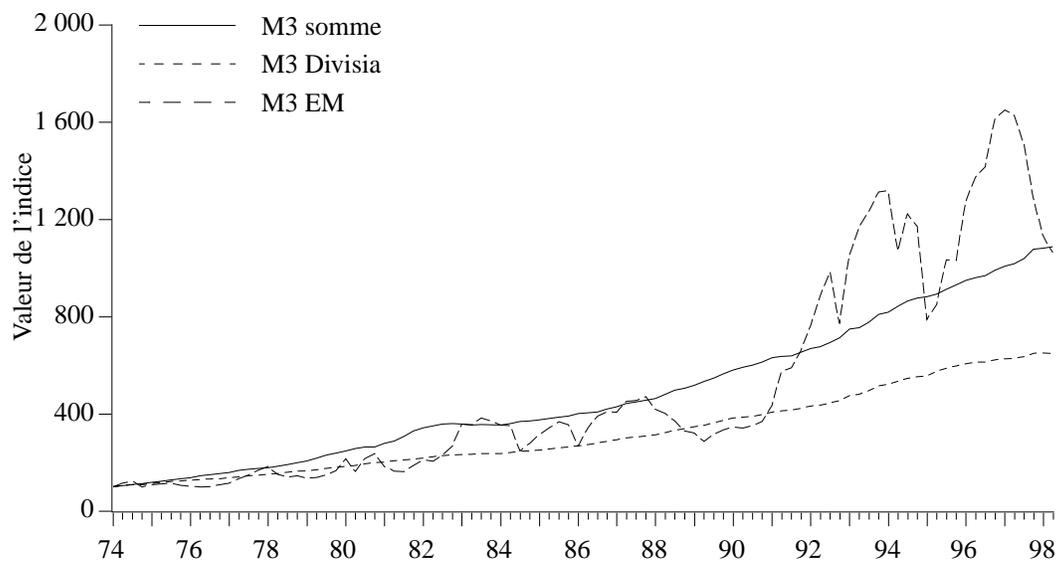


Figure 4
M1+ somme, M1+ Divisia et M1+ EM

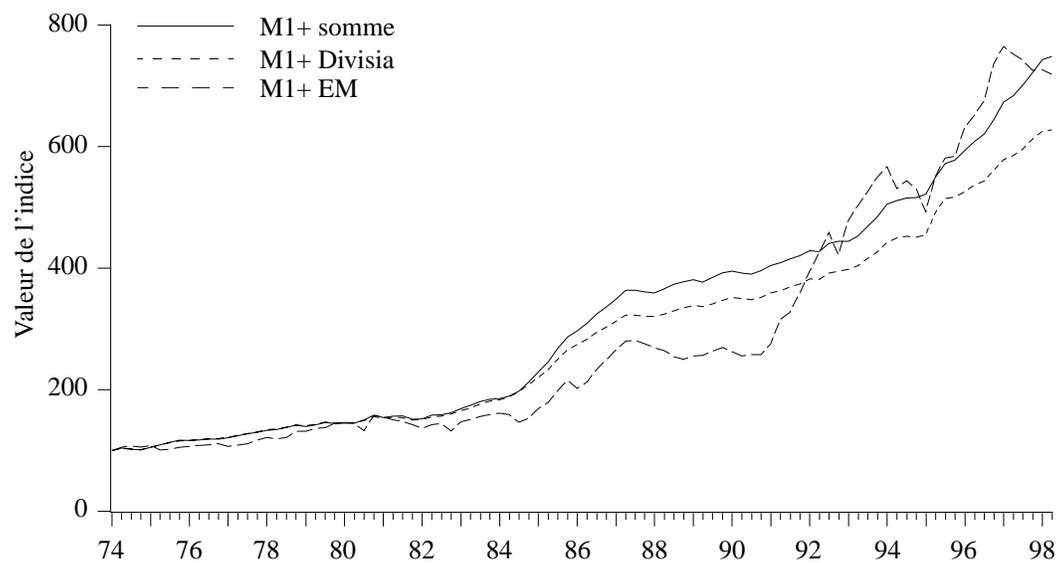
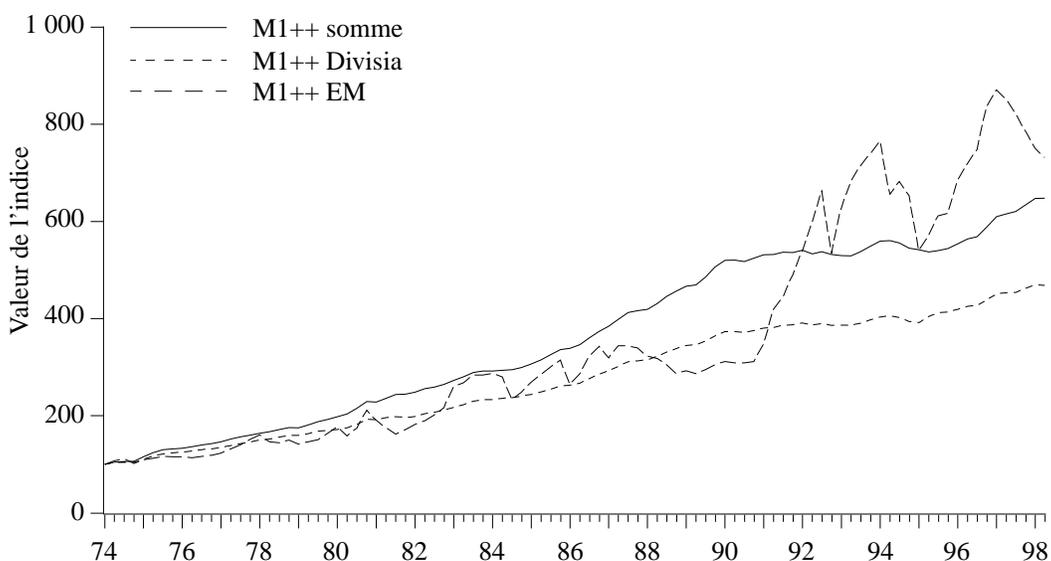


Figure 5
M1++ somme, M1++ Divisia et M1++ EM



pertinente. Plus particulièrement, selon que $\rho(0)$ est positif, nul ou négatif, la série est procyclique, acyclique ou anticyclique respectivement. Certains auteurs comme Fiorito et Kollintzas (1994) avancent que, dans le cas d'échantillons d'une taille comparable à celle des nôtres, on peut affirmer que la corrélation contemporaine avec le cycle est forte si $0.5 \leq |\rho(0)| \leq 1$, faible si $0.2 \leq |\rho(0)| < 0.5$ et nulle si $0 \leq |\rho(0)| < 0.2$. Par ailleurs, $\rho(j)$, $j \in \{\pm 1, \pm 2, \dots\}$ — le coefficient de corrélation croisée — nous renseigne sur le changement de phase de la série considérée par rapport au cycle. Si $|\rho(j)|$ atteint une valeur maximale pour une valeur positive, nulle ou négative de j , c'est que la série devance le cycle de j périodes, est synchrone ou est en retard sur le cycle de j périodes respectivement.

Au Tableau 2, nous présentons les corrélations contemporaines de même que les corrélations croisées — avec des décalages (dans un sens ou dans l'autre) de 1, 2, 3, 4, 6 et 9 trimestres — entre la composante cyclique de la monnaie et la composante cyclique de la production réelle. On constate que M1 somme, M1 Divisia, M1+ somme et M1+ Divisia sont procycliques (ce caractère étant particulièrement marqué pour M1 Divisia) et devancent le cycle; rappelons qu'un agrégat monétaire devance l'évolution cyclique si ses corrélations croisées avec la production réelle future sont supérieures (en valeur absolue) à la corrélation contemporaine. M3 somme, M2 EM, M3 EM et M1++ EM sont anticycliques, tandis que le reste des agrégats sont acycliques. Ces résultats semblent étayer l'existence d'un effet de la monnaie sur la production réelle uniquement dans le cas des agrégats M1

Tableau 2**Corrélations contemporaines des agrégats monétaires avec la composante cyclique du PIB réel** $\rho(M_t, Y_{t+j}), j = -9, -6, -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 6, 9$

Série	$j = -9$	$j = -6$	$j = -4$	$j = -3$	$j = -2$	$j = -1$	$j = 0$	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$	$j = 4$	$j = 6$	$j = 9$
M1 somme	0,108	0,031	0,016	0,063	0,180	0,345	0,489	0,637	0,687	0,582	0,428	0,115	-0,236
M1 Divisia	-0,120	-0,118	-0,060	0,019	0,177	0,371	0,536	0,704	0,764	0,669	0,524	0,217	-0,135
M1 EM	0,154	0,133	0,025	-0,006	0,029	0,098	0,193	0,264	0,252	0,202	0,180	-0,010	-0,214
M2 somme	0,213	0,402	0,366	0,267	0,137	-0,023	-0,186	-0,304	-0,388	-0,447	-0,480	-0,479	-0,423
M2 Divisia	0,054	0,381	0,364	0,247	0,139	0,053	-0,005	-0,007	-0,016	-0,063	-0,127	-0,271	-0,375
M2 EM	0,033	-0,193	-0,486	-0,569	-0,622	-0,601	-0,454	0,243	-0,047	0,124	0,260	0,391	0,304
M3 somme	0,257	0,287	0,277	0,197	0,081	-0,066	-0,251	-0,398	-0,490	-0,530	-0,524	-0,390	-0,311
M3 Divisia	0,104	0,404	0,390	0,266	0,156	0,062	-0,014	-0,029	-0,042	-0,085	-0,143	-0,272	-0,391
M3 EM	0,028	-0,200	-0,493	-0,573	-0,623	-0,599	-0,449	-0,235	-0,042	0,123	0,259	0,385	0,289
M1+ somme	-0,134	0,234	0,282	0,275	0,297	0,350	0,414	0,492	0,522	0,484	0,425	0,324	0,296
M1+ Divisia	-0,206	0,173	0,264	0,271	0,303	0,364	0,433	0,512	0,545	0,511	0,461	0,371	0,324
M1+ EM	0,027	-0,048	-0,185	-0,260	-0,172	-0,083	0,057	0,169	0,240	0,287	0,315	0,320	0,293
M1++ somme	0,578	0,424	0,159	0,038	-0,031	-0,060	-0,055	-0,010	-0,007	-0,088	-0,197	-0,373	0,346
M1++ Divisia	0,545	0,413	0,142	0,006	-0,042	-0,012	0,061	0,179	0,228	0,153	0,028	-0,208	-0,280
M1++ EM	0,003	-0,273	-0,556	-0,640	-0,675	-0,606	-0,414	-0,185	0,002	0,148	0,257	0,342	0,328

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998

somme, M1 Divisia, M1+ somme et M1+ Divisia; ils font aussi ressortir quelques différences entre les agrégats monétaires établis par sommation simple, selon la méthode de Divisia et suivant la méthode de l'équivalent monnaie.

4 Propriétés d'intégration et de cointégration des données

4.1 Tests d'intégration

Lorsqu'on utilise une seule équation, l'estimation et les tests d'hypothèse dépendent dans une mesure considérable des propriétés temporelles de chacune des variables. Aussi allons-nous essayer de détecter la présence de racines unitaires en nous servant de trois techniques de test différentes pour faire face aux anomalies qui surviennent quand les données n'indiquent pas clairement s'il existe ou non une racine unitaire.

Dans les deux premières colonnes du Tableau 3, nous présentons les valeurs du risque de première espèce correspondant au test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) (voir Dickey et Fuller, 1981) et au test non paramétrique, $Z(\tau_{\hat{\alpha}})$ de Phillips (1987) et de Phillips et Perron (1988). Ces valeurs (calculées au moyen du programme TSP 4.5) sont fondées sur les estimations des surfaces de réaction fournies par MacKinnon (1994). Dans le cas du test ADF, la durée optimale des retards a été déterminée au moyen du critère d'information d'Akaike (CIA) plus 2 — Pantula, Gonzalez-Farias et Fuller (1994) donnent plus de précisions sur les avantages du recours à ce critère. Le test $Z(\tau_{\hat{\alpha}})$ a été appliqué au moyen des mêmes variables de régression de Dickey-Fuller, sans que le nombre des retards ne soit augmenté. Les risques de première espèce calculés pour les tests ADF et $Z(\tau_{\hat{\alpha}})$ (partie A du Tableau 3) ne permettent pas de rejeter de façon générale, aux seuils de signification habituels, l'hypothèse nulle d'une racine unitaire dans les données en niveaux. Cela est compatible avec l'argument de Nelson et Plosser (1982) selon lequel la plupart des séries macroéconomiques renferment une tendance stochastique.

Dans les tests de racine unitaire que nous avons évoqués jusqu'ici, l'existence d'une racine unitaire est l'hypothèse nulle à tester. Conformément à la manière classique d'effectuer les tests d'hypothèse, l'hypothèse nulle est acceptée en l'absence de preuve convaincante du contraire. Toutefois, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992) font valoir que des tests de racine unitaire de ce genre ne permettent pas de rejeter l'existence d'une racine unitaire parce qu'ils ne sont pas assez puissants par rapport aux hypothèses alternatives. Par conséquent, ils proposent plutôt d'adopter l'hypothèse de racine unitaire pour hypothèse

Tableau 3
Résultats des tests de racine unitaire et de stationnarité des variables

Série	A. Niveaux en logarithme				B. Différences premières des niveaux en logarithme			
	Risque de 1 ^{re} espèce		Statistique t KPSS		Risque de 1 ^{re} espèce		Statistique t KPSS	
	ADF	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$\hat{\eta}_{\mu}$	$\hat{\eta}_{\tau}$	ADF	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$\hat{\eta}_{\mu}$	$\hat{\eta}_{\tau}$
M1 somme	0,949	0,958	1,227*	0,267*	0,045	0	0,287	0,205*
M1 Divisia	0,13	0,265	1,289*	0,308*	0,029	0	0,192	0,159*
M1 EM	0,029	0,014	1,284*	0,292*	0	0	0,034	0,025
M2 somme	0,98	0,993	1,289*	0,314*	0,06	0	1,558*	0,102
M2 Divisia	0,976	0,99	1,290*	0,315*	0,009	0	1,049*	0,139
M2 EM	0,061	0,111	1,093*	0,253*	0	0	0	0,041
M3 somme	0,367	0,838	1,280*	0,311*	0,032	0	1,057*	0,176*
M3 Divisia	0,829	0,613	1,276*	0,322*	0,14	0	0,621*	0,175*
M3 EM	0,052	0,091	1,079*	0,244*	0	0	0,048	0,041
M1+ somme	0,091	0,663	1,275*	0,246*	0,404	0	0,147	0,128
M1+ Divisia	0,044	0,601	1,280*	0,249*	0,252	0	0,122	0,116
M1+ EM	0,378	0,631	1,144*	0,301*	0,001	0	0,115	0,052
M1++ somme	0,98	0,976	1,324*	0,13	0,011	0	1,210*	0,061
M1++ Divisia	0,949	0,977	1,330*	0,125	0	0	1,017*	0,049
M1++ EM	0,072	0,097	1,182*	0,233*	0	0	0,053	0,039
Indice implicite des prix	0,906	0,985	1,298*	0,308*	0	0	2,784*	0,097
PIB nominal	0,868	0,981	1,329*	0,102	0,007	0	1,789*	0,215*
PIB réel	0,152	0,588	1,319*	0,06	0,01	0	1,685*	0,118

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Les chiffres présentés dans les colonnes ADF et $Z(t_{\hat{\alpha}})$ sont les aires des zones de rejet dans les tests de racine unitaire. Un astérisque (après une statistique t KPSS) indique un caractère significatif au seuil de 5 %. Les valeurs critiques au seuil de 5 % pour les statistiques t KPSS $\hat{\eta}_{\mu}$ et $\hat{\eta}_{\tau}$ (fournies par Kwiatkowski et coll., 1992) sont de 0,463 et de 0,146 respectivement.

alternative et de tester la validité de l'hypothèse de stationnarité par rapport à elle. Selon eux, de tels tests (appelés ci-après tests KPSS) devraient compléter les tests de racine unitaire. En évaluant à la fois l'hypothèse de racine unitaire et l'hypothèse de stationnarité, on devrait pouvoir distinguer les séries qui paraissent stationnaires, celles qui semblent intégrées et celles qui ne permettent guère de déterminer si elles sont stationnaires ou comportent une racine unitaire.

Les résultats des tests KPSS visant à évaluer la stationnarité des séries en niveau et en tendance sont présentés à la partie A du Tableau 3, aux colonnes KPSS. Ainsi qu'on peut le constater, la statistique $\hat{\eta}_{\mu}$ relative au

test de l'hypothèse nulle de stationnarité en niveau est élevée par rapport à la valeur critique de 0,463 au seuil de 5 % que fournissent Kwiatkowski et coll. (1992). De même, la statistique $\hat{\eta}_\tau$ se rapportant au test de l'hypothèse nulle de stationnarité en tendance est supérieure à la valeur critique de 0,146 au seuil de 5 % (également fournie par Kwiatkowski et coll., 1992), sauf pour M1++ somme, M1++ Divisia, le PIB nominal et le PIB réel. Lorsque nous combinons les résultats des tests des hypothèses de stationnarité et de racine unitaire, nous constatons que toutes les séries présentent au moins une racine unitaire.

Afin de tester l'hypothèse nulle d'une seconde racine unitaire, nous testons à la fois l'hypothèse nulle d'une seconde racine unitaire — à l'aide des tests ADF et $Z(t_{\hat{\alpha}})$ — et l'hypothèse nulle de stationnarité en niveau et en tendance des différences premières des séries. La partie B du Tableau 3 fait état des résultats obtenus. Dans le cas de certaines des séries (par exemple M1 somme, M1 Divisia, M3 somme et en particulier M3 Divisia), il n'est pas clair si elles sont ou non stationnaires en différences premières, puisque l'hypothèse nulle d'une seconde racine unitaire et l'hypothèse nulle de stationnarité en tendance sont toutes deux rejetées. Cependant, si nous examinons à la fois les résultats des tests de l'hypothèse de racine unitaire et des hypothèses de stationnarité en niveau et en tendance, nous sommes amenés à conclure que ces variables comportent une seule racine unitaire, même si les propriétés temporelles de certaines variables ne sont pas bien établies.

4.2 Tests de cointégration

Comme nous l'avons déjà mentionné, les tests de causalité dépendent dans une très large mesure des propriétés d'intégration et de cointégration des données. Plus particulièrement, si les variables sont intégrées mais non cointégrées, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) produit des résultats trompeurs. Phillips (1987) démontre de manière formelle qu'une régression comportant des variables intégrées est trompeuse en l'absence de cointégration. Dans ce cas, la seule relation valable qui puisse exister entre les variables se situe au niveau de leurs différences premières. Si, par contre, les variables sont intégrées et cointégrées, leur dynamique à court terme peut être décrite par un modèle à correction d'erreurs dans lequel la dynamique à court terme des variables du système dépend de l'écart par rapport à l'équilibre de long terme.

Afin de présenter quelques résultats empiriques à ce sujet, nous testons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (l'hypothèse alternative étant la présence de cointégration) entre chaque agrégat monétaire et le niveau des prix, le revenu nominal et le revenu réel, par la méthode à

deux étapes préconisée par Engle et Granger (1987). Cette méthode consiste à faire la régression d'une variable sur une autre pour obtenir les résidus \hat{e} de la régression par les MCO. Pour tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (l'hypothèse alternative étant toujours la présence de cointégration), nous évaluons alors l'existence d'une racine unitaire dans les résidus de la régression au moyen du test ADF et de valeurs critiques qui tiennent compte du nombre de variables dans la régression de cointégration.

Le Tableau 4 fait état des valeurs asymptotiques du risque de première espèce (calculées à l'aide des valeurs estimées des coefficients selon MacKinnon, 1994) relatif au test de cointégration à deux variables (en logarithme). Les données inscrites sont les probabilités de rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration quand cette hypothèse est vraie. Nous avons effectué les tests de cointégration en prenant d'abord une série pour variable dépendante dans la régression de cointégration, puis l'autre série; nous devrions nous méfier des résultats de tests qui indiquent une cointégration lorsqu'on utilise une série comme variable dépendante, mais aucune cointégration quand l'autre série sert de variable dépendante. Les tests font appel à une constante et à une variable de tendance, tandis que le nombre de retards supplémentaires est choisi au moyen de la règle CIA+2, mentionnée précédemment.

Il ressort des résultats que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre chaque agrégat monétaire, le niveau des prix, la production nominale et la production réelle ne peut être rejetée au seuil de 5 %. Nous avons maintenant une meilleure idée de la façon dont les tests de causalité à la Granger devraient être appliqués. Comme les résultats donnent fortement à penser que les séries ne sont ni stationnaires ni cointégrées, le test de causalité à la Granger sera appliqué, dans la section qui suit, à une équation comportant des variables de type $I(0)$, c'est-à-dire sous forme de différences premières.

5 Tests de causalité à la Granger

Dans la présente section, nous essayons de voir si les agrégats monétaires fournissent de l'information sur la conjoncture économique récente ou actuelle qui pourrait être utile dans la conduite de la politique monétaire. Pour ce faire, nous retenons la méthode de la « variable d'information » et appliquons le test de causalité à la Granger à une équation dans laquelle la monnaie est considérée comme prédéterminée et où les propriétés d'intégration et de cointégration des données sont imposées lors de l'estimation.

Pour tester l'existence d'une relation de causalité au sens où l'entend Granger (1969), il faut faire l'hypothèse que les valeurs actuelles et passées

Tableau 4
Seuils de signification marginaux des tests de cointégration d'Engle et Granger entre la monnaie, d'une part, et les prix, le PIB nominal et le PIB réel, d'autre part

Agrégat monétaire	Tests de cointégration entre la monnaie et l'indice implicite des prix du PIB Variable dépendante :		Tests de cointégration entre la monnaie et le PIB nominal Variable dépendante :		Tests de cointégration entre la monnaie et le PIB réel Variable dépendante :	
	m_t	p_t	m_t	$(py)_t$	m_t	y_t
M1 somme	0,457	0,289	0,985	0,297	0,993	0,266
M1 Divisia	0,15	0,092	0,989	0,299	0,994	0,251
M1 EM	0,021	0,373	0,741	0,363	0,742	0,2
M2 somme	0,148	0,355	0,585	0,285	0,732	0,253
M2 Divisia	0,143	0,425	0,574	0,283	0,729	0,244
M2 EM	0,829	0,989	0,76	0,272	0,949	0,477
M3 somme	0,114	0,105	0,915	0,2	0,984	0,254
M3 Divisia	0,034	0,12	0,647	0,243	0,774	0,242
M3 EM	0,851	0,993	0,729	0,304	0,944	0,492
M1+ somme	0,16	0,562	0,932	0,449	0,909	0,149
M1+ Divisia	0,141	0,559	0,877	0,433	0,929	0,153
M1+ EM	0,282	0,641	0,866	0,269	0,953	0,243
M1++ somme	0,664	0,983	0,456	0,143	0,617	0,32
M1++ Divisia	0,527	0,977	0,474	0,19	0,615	0,34
M1++ EM	0,644	0,982	0,664	0,324	0,733	0,595

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Tous les tests font appel à une constante et à une variable de tendance. Les valeurs asymptotiques du risque de première espèce sont calculées à l'aide des coefficients tirés de MacKinnon (1994). Le nombre de retards supplémentaires est déterminé au moyen de la règle CIA+2.

des variables renferment toute l'information pertinente. On peut penser à une formulation du genre

$$\Delta z_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^r \alpha_j \Delta z_{t-j} + \sum_{j=1}^s \beta_j \Delta m_{t-j} + u_t, \quad (6)$$

où Δz_t est le taux d'inflation, le taux de croissance de la production nominale ou le taux de croissance de la production réelle, et Δm_t le taux de croissance d'une grandeur monétaire déterminée. Pour voir si m_t est la cause de z_t au sens de Granger (1969), nous commençons par estimer l'équation (6) par la méthode des MCO; nous obtenons la somme des

résidus au carré sans contrainte, (SRC_{sc}) . Nous procédons ensuite à une autre régression en imposant à tous les coefficients β_j la valeur de zéro, ce qui permet d'obtenir la somme des résidus au carré avec contrainte (SSR_{ac}) . Si u_t est le bruit blanc, la statistique constituée par le ratio de $(SRC_{ac} - SRC_{sc})/s$ à $SRC_{sc}/(T - r - s - 1)$ suit une loi de Fisher asymptotique avec s degrés de liberté au numérateur et $(T - r - s - 1)$ degrés de liberté au dénominateur, quand T désigne le nombre d'observations et qu'on soustrait un pour tenir compte de la constante dans l'équation (6).

Avant de pouvoir nous livrer à des tests de causalité à la Granger, il nous faut établir la durée des retards r et s dans l'équation (6). Dans la littérature, on attribue souvent la même valeur à r et à s , des durées de 4, 6 ou 8 trimestres étant les plus fréquentes dans le cas de données trimestrielles. Or, la fixation arbitraire des retards peut produire des résultats trompeurs, car l'ordre du processus autorégressif peut être incorrect. Si, par exemple, la valeur de r ou de s (ou des deux) est trop élevée, les estimations ne présenteront aucun biais, mais elles seront inefficaces. Si la valeur de r ou de s (ou des deux) est trop faible, les estimations seront biaisées, mais leur variance sera plus faible.

Nous faisons appel ici aux données pour déterminer la structure de retards « optimale ». Plus particulièrement, la valeur optimale de r et de s est établie dans l'équation (6) à l'aide du critère d'information d'Akaike (CIA). Nous avons envisagé dans chaque cas des valeurs allant de 1 à 12. Nous avons procédé à 144 régressions de chaque relation à deux variables et retenu parmi ces valeurs celle qui minimisait le CIA. En nous fondant sur les valeurs optimales retenues, nous présentons au Tableau 5 les risques de première espèce correspondant à des tests de causalité à la Granger fondés sur une loi de Fisher (les données visées vont du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998).

Nous constatons que l'hypothèse voulant que les variations du niveau des prix ne soient pas causées par celles de la monnaie, au sens de Granger, ne peut être rejetée pour aucun des agrégats monétaires. L'hypothèse voulant que les fluctuations de la monnaie ne causent pas celles du revenu nominal est rejetée uniquement pour les agrégats M1 somme, M1 Divisia, M1++ somme et M1++ Divisia — remarquons que M1 Divisia produit une aire de rejet, en queue de distribution, plus réduite que les autres agrégats. Enfin, l'hypothèse voulant que les mouvements de la production réelle ne soient pas causés par ceux de la monnaie est rejetée uniquement pour les agrégats M1 somme, M1 Divisia et M1++ Divisia. En conclusion, il semble qu'aucun des agrégats monétaires ne soit un bon indicateur avancé de l'inflation, que M1 Divisia soit le meilleur indicateur avancé du revenu nominal et que M1++ Divisia soit le meilleur indicateur avancé du revenu réel.

Tableau 5
Aires des zones de rejet pour les tests de causalité à la Granger
Effet de causalité allant de la monnaie aux prix, au revenu nominal et
au revenu réel

Agrégat	De la monnaie aux prix		De la monnaie au revenu nominal		De la monnaie au revenu réel	
	Nombre de retards	Risque de 1 ^{re} espèce	Nombre de retards	Risque de 1 ^{re} espèce	Nombre de retards	Risque de 1 ^{re} espèce
M1 somme	(9,1)	0,45	(1,4)	0,046	(1,2)	0,063
M1 Divisia	(9,1)	0,537	(1,4)	0,036	(1,2)	0,048
M1 EM	(9,1)	0,681	(1,1)	0,951	(1,1)	0,415
M2 somme	(5,1)	0,342	(1,5)	0,254	(1,1)	0,686
M2 Divisia	(9,1)	0,587	(1,2)	0,286	(1,1)	0,798
M2 EM	(9,1)	0,682	(1,1)	0,726	(1,1)	0,603
M3 somme	(5,5)	0,265	(1,1)	0,999	(1,7)	0,199
M3 Divisia	(9,3)	0,488	(1,2)	0,35	(1,1)	0,946
M3 EM	(9,1)	0,692	(1,1)	0,653	(1,1)	0,551
M1+ somme	(5,5)	0,224	(1,3)	0,139	(1,2)	0,122
M1+ Divisia	(9,1)	0,945	(1,3)	0,234	(1,2)	0,126
M1+ EM	(9,1)	0,999	(1,1)	0,999	(1,1)	0,708
M1++ somme	(9,1)	0,675	(1,5)	0,081	(1,4)	0,222
M1++ Divisia	(9,1)	0,807	(1,5)	0,074	(11,8)	0,012
M1++ EM	(9,1)	0,654	(1,1)	0,604	(1,1)	0,461

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre optimal de retards (d'après le CIA). De faibles valeurs du risque de première espèce impliquent un fort pouvoir prédictif à la marge.

Afin d'évaluer la sensibilité de ces résultats à d'autres spécifications, nous avons appliqué la méthode statistique utilisée par Stock et Watson (1989) dans l'étude qu'ils ont consacrée au lien de causalité monnaie-production aux États-Unis. Cette méthode consiste à inclure un taux d'intérêt à court terme dans l'équation (6) et à voir si l'élimination de la tendance déterministe, dans le taux de croissance de chaque agrégat monétaire, accentue la relation entre la monnaie et la production réelle. Nous avons considéré par conséquent la formulation suivante, où entrent des variables intégrées d'ordre 0 :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^r \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^s \beta_j \Delta m_{t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta R_{t-j} + \phi t + u_t, \quad (7)$$

où R est le taux des bons du Trésor à 90 jours du gouvernement canadien et t représente une tendance linéaire. L'inclusion de t équivaut à l'élimination de la tendance dans chacune des variables, de sorte que le test de causalité porte uniquement sur le pouvoir prédictif, à la marge, de la croissance monétaire corrigée de la tendance. Comme Stock et Watson (1989), nous avons évalué l'existence d'un lien de causalité sans tendance et avec une tendance linéaire. Nous avons essayé des valeurs allant de 1 à 12 pour r , s et q dans l'équation (7) et procédé à 1 728 régressions pour chaque relation à trois variables, afin de choisir la valeur qui minimise le CIA. Les résultats présentés au Tableau 6 reposent sur le nombre des retards ainsi déterminé.

Si l'on en croit les résultats obtenus, l'insertion du taux d'intérêt n'améliore pas le pouvoir prédictif de la monnaie sur l'ensemble de la période 1974T1-1998T2. En outre, l'incorporation de la tendance linéaire ne semble pas modifier sensiblement les déductions statistiques relatives à l'étroitesse de la relation empirique entre la monnaie et la production réelle.

6 Autorégressions vectorielles

Les résultats des tests de causalité à la Granger que nous venons de présenter permettent d'évaluer le postulat selon lequel les variations anticipées de la monnaie aussi bien que ses variations non anticipées influent sur la production réelle. De plus, le cadre à équation unique présenté à la section précédente peut être interprété comme un VAR dans lequel un sous-ensemble particulier de coefficients est fixé à zéro. Nous avons aussi voulu étudier la robustesse des résultats des tests de causalité à la Granger au moyen d'un cadre VAR à plusieurs équations, dans lequel les variables sont déterminées conjointement. Du même coup, nous avons pu évaluer les effets des chocs non anticipés en traçant les profils de réaction implicites.

Nous avons eu recours au VAR à quatre variables classique de Sims (1992), dans lequel entrent le taux d'intérêt (R), l'offre de monnaie en logarithme (M), le niveau des prix en logarithme (P) et le PIB réel en logarithme (Y), dans cet ordre. Plus précisément, nous avons fait l'hypothèse que le taux d'intérêt est déterminé avant l'offre de monnaie (le taux d'intérêt sert de cible dans la conduite de la politique monétaire). Nous avons utilisé les données trimestrielles allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998, choisi un retard de six trimestres et laissé de côté les variables de fréquence inférieure telles que les tendances linéaires. Il s'agissait de voir comment se comportent les différents agrégats monétaires dans le cadre de modèles identiques par ailleurs.

Le Tableau 7 présente les seuils de signification marginaux correspondant aux tests de causalité à la Granger et la décomposition de la variance des erreurs de prévision à cinq ans pour chacun des quinze agrégats

Tableau 6
Aires des zones de rejet pour les tests de causalité à la Stock et Watson (1989) — Effet de causalité allant de la monnaie et des taux d'intérêt à la production réelle

Agrégat	Sans tendance			Avec tendance linéaire		
	Nombre de retards	Monnaie	R	Nombre de retards	Monnaie	R
M1 somme	(1,2,1)	0,059	0,507	(1,2,1)	0,053	0,455
M1 Divisia	(1,2,1)	0,043	0,389	(1,2,1)	0,044	0,389
M1 EM	(3,1,3)	0,452	0,154	(1,2,12)	0,431	0,074
M2 somme	(1,5,3)	0,676	0,465	(1,5,3)	0,364	0,407
M2 Divisia	(3,2,7)	0,221	0,071	(3,2,7)	0,3	0,062
M2 EM	(3,1,3)	0,673	0,15	(3,1,3)	0,723	0,132
M3 somme	(1,7,3)	0,287	0,54	(8,8,12)	0,096	0,024
M3 Divisia	(3,2,3)	0,439	0,113	(1,2,7)	0,325	0,136
M3 EM	(3,1,3)	0,677	0,156	(3,1,3)	0,734	0,137
M1+ somme	(1,10,7)	0,108	0,158	(3,10,7)	0,064	0,045
M1+ Divisia	(1,1,3)	0,289	0,483	(1,2,7)	0,181	0,33
M1+ EM	(3,1,3)	0,981	0,159	(1,2,12)	0,868	0,079
M1++ somme	(1,5,7)	0,103	0,194	(1,5,7)	0,101	0,114
M1++ Divisia	(1,2,12)	0,054	0,007	(1,2,12)	0,067	0,01
M1++ EM	(3,1,3)	0,559	0,176	(3,1,3)	0,616	0,155

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre optimal de retards (d'après le CIA). De faibles valeurs du risque de première espèce impliquent un fort pouvoir prédictif à la marge.

monétaires. Les risques de première espèce sont calculés pour l'hypothèse nulle d'absence d'un effet de causalité de la variable désignée par le titre de la colonne sur celle désignée par le titre de la ligne. De toute évidence, l'hypothèse d'absence de lien de causalité entre la monnaie et la production réelle peut être rejetée aux seuils de signification habituels uniquement pour les agrégats M1 somme, M1 Divisia, M1++ somme et M1++ Divisia. Par contre, l'hypothèse d'absence d'un effet de causalité du taux d'intérêt sur la production réelle peut être rejetée de façon générale, peu importe l'agrégat monétaire considéré¹.

Les décompositions de la variance des erreurs de prévision à cinq ans (partie B du Tableau 7) font apparaître le pourcentage de la variance des

1. Comme les VAR incluent des variables en niveau et que la distribution des coefficients suit une loi à racine unitaire atypique, les seuils de signification marginaux présentés dans le tableau ne sont pas exacts. Ils restent néanmoins utiles pour comparer des formulations faisant appel à différents agrégats monétaires.

Tableau 7
Résultats des VAR sans contrainte, modèle {R, M, P, Y}

Équation	A. Seuils de signification marginaux pour l'exclusion des retards				B. Décomposition de la variance des erreurs de prévision (horizon de 20 trimestres)			
	R	M	P	Y	R	M	P	Y
	M1 somme							
R	0	0,135	0,243	0,116	27,596	25,267	34,341	12,795
M1 somme	0,012	0	0,128	0,854	60,324	9,044	15,678	14,952
P	0,556	0,589	0	0,894	0,605	24,667	71,219	3,508
Y	0,116	0,093	0,038	0	34,221	23,864	19,962	21,951
	M1 Divisia							
R	0	0,052	0,095	0,099	26,861	17,009	44,446	11,682
M1 Divisia	0,014	0	0,216	0,656	47,278	7,619	27,167	17,934
P	0,825	0,801	0	0,982	0,838	12,026	84,635	2,498
Y	0,067	0,06	0,037	0	32,16	22,59	25,862	19,385
	M1 EM							
R	0	0,186	0,029	0,109	29,494	9,133	54,267	7,105
M1 EM	0,249	0,001	0,142	0,158	30,286	38,483	26,693	4,536
P	0,475	0,359	0	0,935	1,775	2,919	95,166	0,138
Y	0,015	0,249	0,032	0	55,557	5,667	26,316	12,457
	M2 somme							
R	0	0,431	0,09	0,12	36,945	4,03	50,942	8,082
M2 somme	0,066	0	0,416	0,686	12,456	71,099	9,631	6,812
P	0,757	0,754	0	0,999	2,953	4,857	90,846	1,342
Y	0,01	0,11	0,015	0	53,436	10,465	24,767	11,33
	M2 Divisia							
R	0	0,278	0,081	0,107	37,393	7,275	48,151	7,18
M2 Divisia	0,337	0	0,345	0,524	12,957	75,533	0,873	10,634
P	0,093	0,761	0	0,991	3,903	3,804	92,036	0,254
Y	0,014	0,312	0,319	0	50,835	12,032	24,797	12,333
	M2 EM							
R	0,001	0,358	0,064	0,054	30,311	2,109	58,344	9,235
M2 EM	0,305	0	0,736	0,07	19,748	38,329	26,12	15,801
P	0,284	0,73	0	0,999	6,217	5,825	87,227	0,729
Y	0,025	0,468	0,038	0	49,387	1,92	32,525	16,167
	M3 somme							
R	0	0,171	0,05	0,083	27,06	7,245	58,739	6,954
M3 somme	0,176	0	0,887	0,598	12,065	72,826	14,402	0,705
P	0,634	0,573	0	0,999	3,978	0,242	95,61	0,169
Y	0,016	0,227	0,031	0	47,324	7,983	32,027	12,664
	M3 Divisia							
R	0	0,426	0,084	0,104	37,379	2,389	51,709	8,521
M3 Divisia	0,431	0	0,496	0,234	17,075	68,958	3,175	10,79
P	0,719	0,789	0	0,999	2,833	5,375	91,451	0,339
Y	0,015	0,376	0,03	0	52,826	7,807	26,272	13,093

(à suivre)

Tableau 7 (suite)
Résultats des VAR sans contrainte, modèle $\{R, M, P, Y\}$

Équation	A. Seuils de signification marginaux pour l'exclusion des retards				B. Décomposition de la variance des erreurs de prévision (horizon de 20 trimestres)			
	<i>R</i>	<i>M</i>	<i>P</i>	<i>Y</i>	<i>R</i>	<i>M</i>	<i>P</i>	<i>Y</i>
M3 EM								
<i>R</i>	0	0,246	0,068	0,042	31,601	1,929	57,384	9,083
M3 EM	0,265	0	0,791	0,08	22,081	36,251	23,828	17,837
<i>P</i>	0,319	0,828	0	0,999	6,277	5,573	87,599	0,548
<i>Y</i>	0,027	0,506	0,041	0	49,605	2,133	32,31	15,95
M1+ somme								
<i>R</i>	0	0,231	0,054	0,092	34,576	8,423	44,146	12,853
M1+ somme	0,172	0	0,186	0,552	41,364	27,343	26,659	4,632
<i>P</i>	0,748	0,303	0	0,885	2,822	7,804	86,564	2,808
<i>Y</i>	0,054	0,215	0,043	0	53,827	3,392	23,079	19,7
M1+ Divisia								
<i>R</i>	0	0,167	0,059	0,075	29,783	15,635	41,173	13,408
M1+ Divisia	0,29	0	0,214	0,892	31,191	36,504	27,279	5,024
<i>P</i>	0,67	0,397	0	0,896	1,849	11,83	84,166	2,153
<i>Y</i>	0,086	0,48	0,053	0	45,326	9,691	22,472	22,508
M1+ EM								
<i>R</i>	0,001	0,327	0,025	0,151	22,97	7,207	63,129	6,692
M1+ EM	0,187	0	0,231	0,15	2,606	33,661	58,499	5,232
<i>P</i>	0,488	0,352	0	0,999	1,584	0,767	96,471	1,176
<i>Y</i>	0,01	0,178	0,016	0	45,462	3,834	37,056	13,646
M1++ somme								
<i>R</i>	0	0,146	0,057	0,067	27,113	30,332	37,208	5,346
M1++ somme	0,119	0	0,892	0,416	6,092	56,184	32,153	5,569
<i>P</i>	0,482	0,989	0	0,971	5,989	6,85	87,005	0,154
<i>Y</i>	0,01	0,057	0,025	0	26,766	52,598	9,699	10,935
M1++ Divisia								
<i>R</i>	0	0,087	0,427	0,066	26,361	25,791	43,201	4,645
M1++ Divisia	0,317	0	0,596	0,332	24,201	57,208	12,779	5,812
<i>P</i>	0,544	0,988	0	0,955	5,024	3,103	91,639	0,232
<i>Y</i>	0,012	0,062	0,041	0	31,3	47,068	11,98	9,65
M1++ EM								
<i>R</i>	0	0,141	0,052	0,056	25,418	4,743	61,722	8,115
M1++ EM	0,129	0	0,997	0,078	17,534	40,388	30,045	12,032
<i>P</i>	0,421	0,922	0	0,999	2,751	1,098	94,124	2,025
<i>Y</i>	0,021	0,441	0,035	0	46,327	5,717	32,682	15,273

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Les modèles ont été estimés avec six retards. De faibles valeurs du risque de première espèce impliquent un fort pouvoir prédictif à la marge.

erreurs de prévision de chaque variable qui est expliqué par les propres variations de celle-ci plutôt que par celles des autres variables. Ces décompositions montrent que les variations de la monnaie expliquent dans une très faible proportion la variance de la production réelle, sauf dans le cas de M1++ somme et de M1++ Divisia. En fait, dans le VAR de M1++ somme, cet agrégat est à l'origine de 52,6 % de la variance de la production réelle, tandis que, dans le VAR de M1++ Divisia, cet agrégat explique 47 % de la variance de la production. Par ailleurs, les variations de taux d'intérêt rendent compte dans une très large mesure de la variance de la production, sauf dans le cas des VAR de M1++ somme et de M1++ Divisia. Par conséquent, si l'on se fonde sur les seuils de signification retenus et les résultats de la décomposition des variances, M1++ somme et M1++ Divisia se comportent mieux que le taux d'intérêt.

Les traits continus aux Figures 6 à 10 illustrent les profils de réaction sur cinq ans de chacune des quatre variables (R , M , P et Y) à chacun des quinze agrégats monétaires. Les pointillés délimitent des fourchettes de plus ou moins deux écarts-types. Les réactions qualitatives illustrées aux Figures 6 à 10 sont assez différentes selon qu'on utilise la méthode d'agrégation par sommation simple, la méthode de Divisia ou celle de l'équivalent monnaie, ainsi que pour les différents niveaux d'agrégation (M1, M2, M3, M1+ et M1++). À la Figure 6, par exemple, une importante différence tient au fait que les réactions de P et de Y aux variations de M1 somme et de M1 Divisia cadrent avec les attentes qu'on peut avoir a priori au sujet des effets de la politique monétaire sur la production et le niveau des prix, mais que les réactions de ces mêmes variables à une variation de M1 EM sont constamment négatives. De même, les variations de M1 somme et de M1 Divisia produisent un effet contraire aux attentes en matière de liquidités, tandis que celles de M1 EM ont un effet négatif en courte période sur le taux d'intérêt.

Les profils de réaction ne permettent généralement pas de déterminer quel agrégat monétaire produirait des résultats conformes aux a priori courants concernant les effets qualitatifs de la politique monétaire. Naturellement, bien des efforts ont été consacrés à l'élucidation des invraisemblances de comportement que révèlent les études VAR en ce qui concerne les prix et les liquidités. Par exemple, la solution que Eichenbaum (1992) propose à l'« énigme » des prix aux États-Unis consiste à utiliser un VAR des réserves propres, tandis que Sims (1992), face au même problème, élargit son VAR des fonds fédéraux pour y incorporer une mesure des cours des produits de base représentant l'information que possède la banque centrale au sujet de l'inflation. En règle générale, plus on introduit de variables et plus on affine la formulation du VAR, mieux on parvient à saisir la dynamique monétaire au moyen d'un VAR — voir par exemple

Figure 6
Profils de réaction selon les modèles $\{R, M1, P, Y\}$

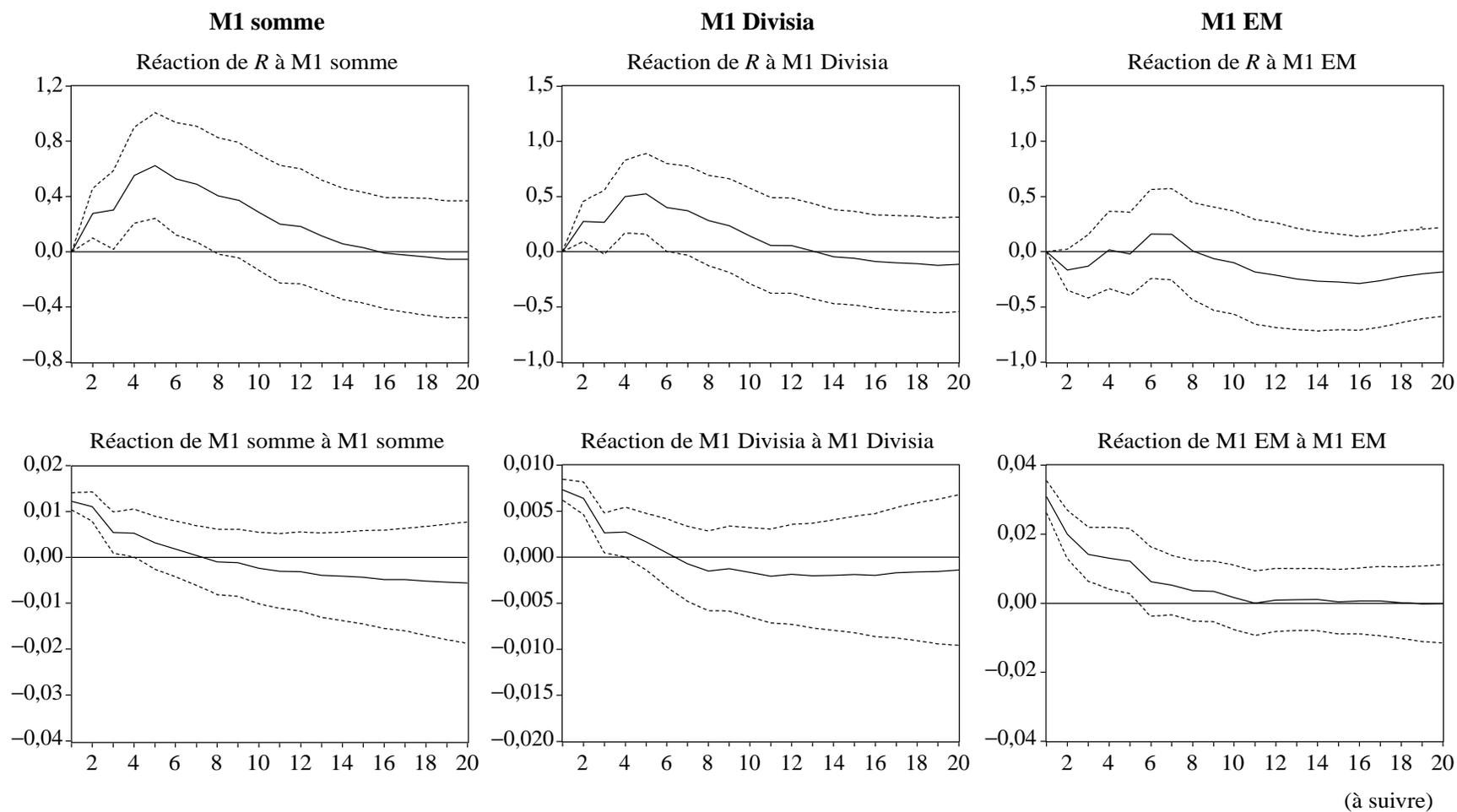


Figure 6 (suite)
Profils de réaction selon les modèles {R, M1, P, Y}

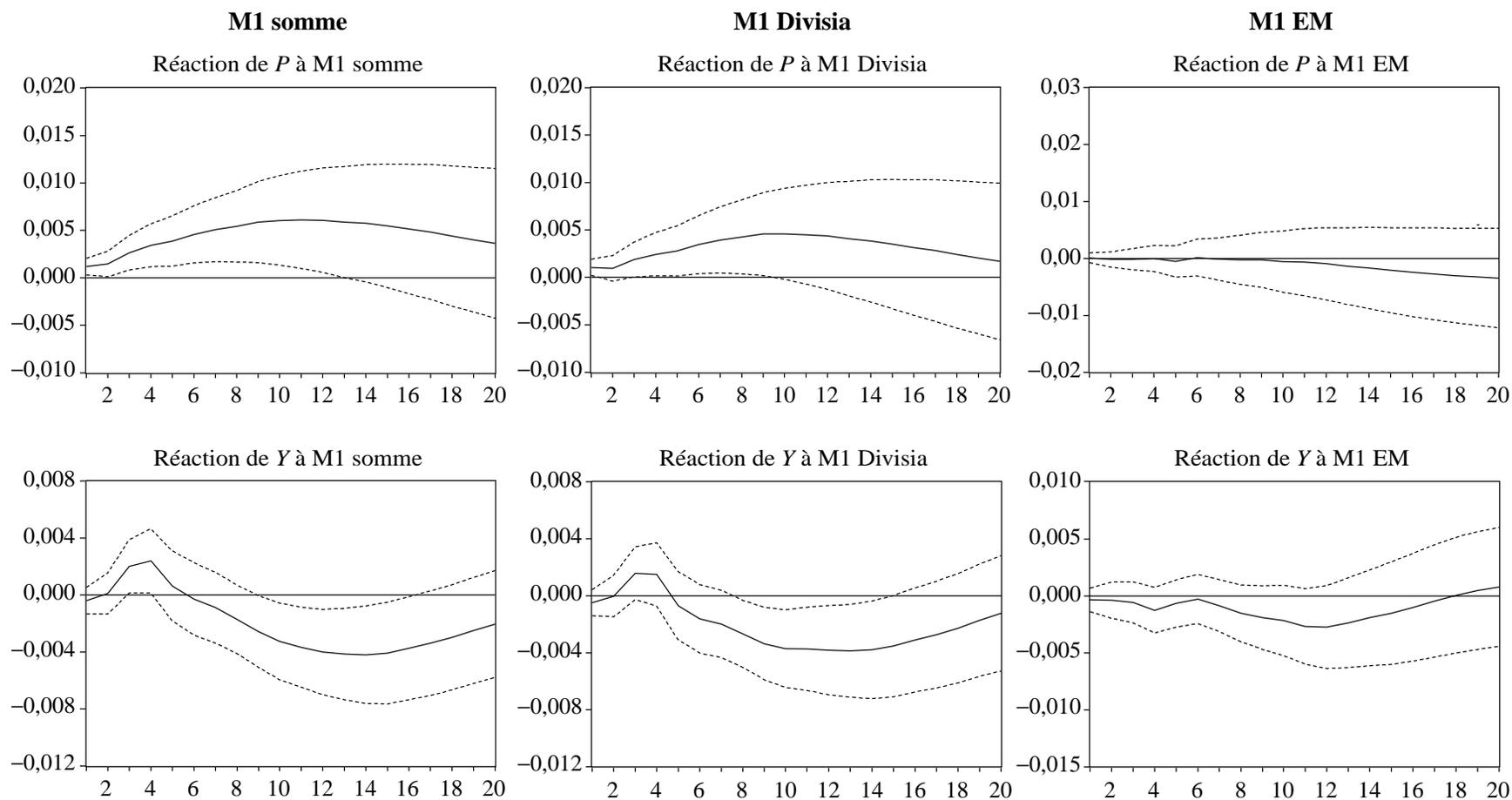


Figure 7
Profils de réaction selon les modèles {R, M2, P, Y}

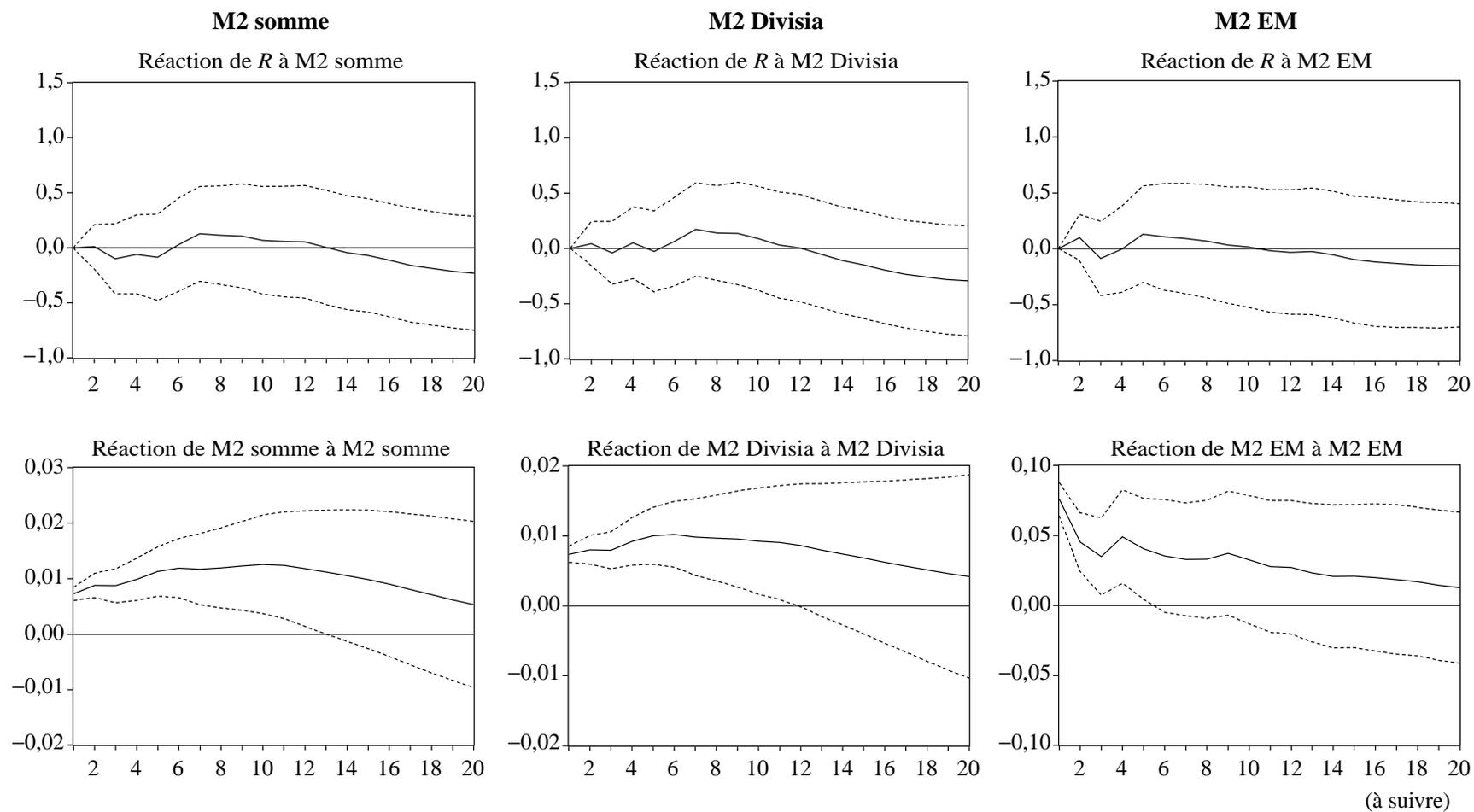


Figure 7 (suite)

Profils de réaction selon les modèles {R, M2, P, Y}

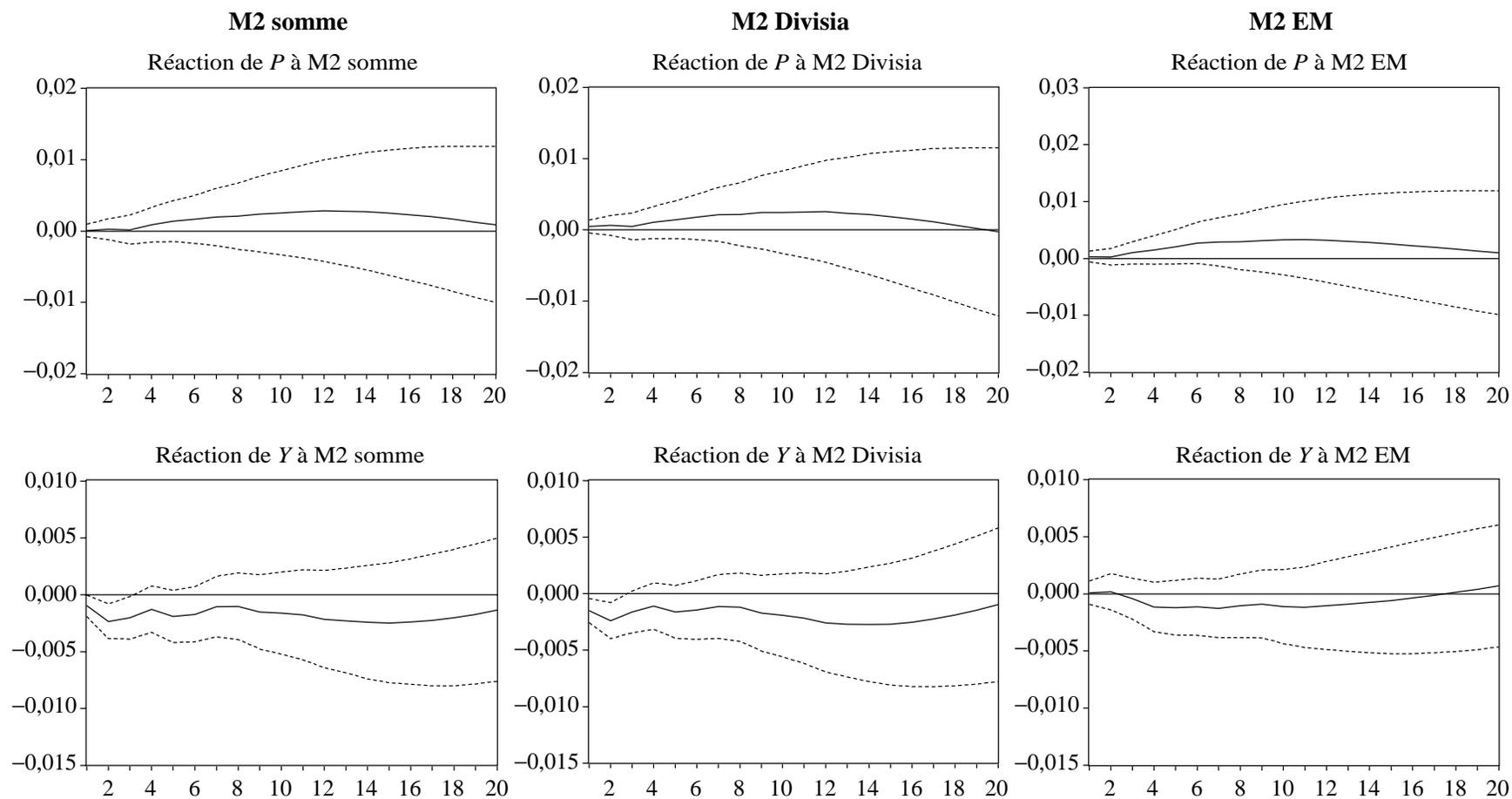


Figure 8
Profils de réaction selon les modèles {R, M3, P, Y}

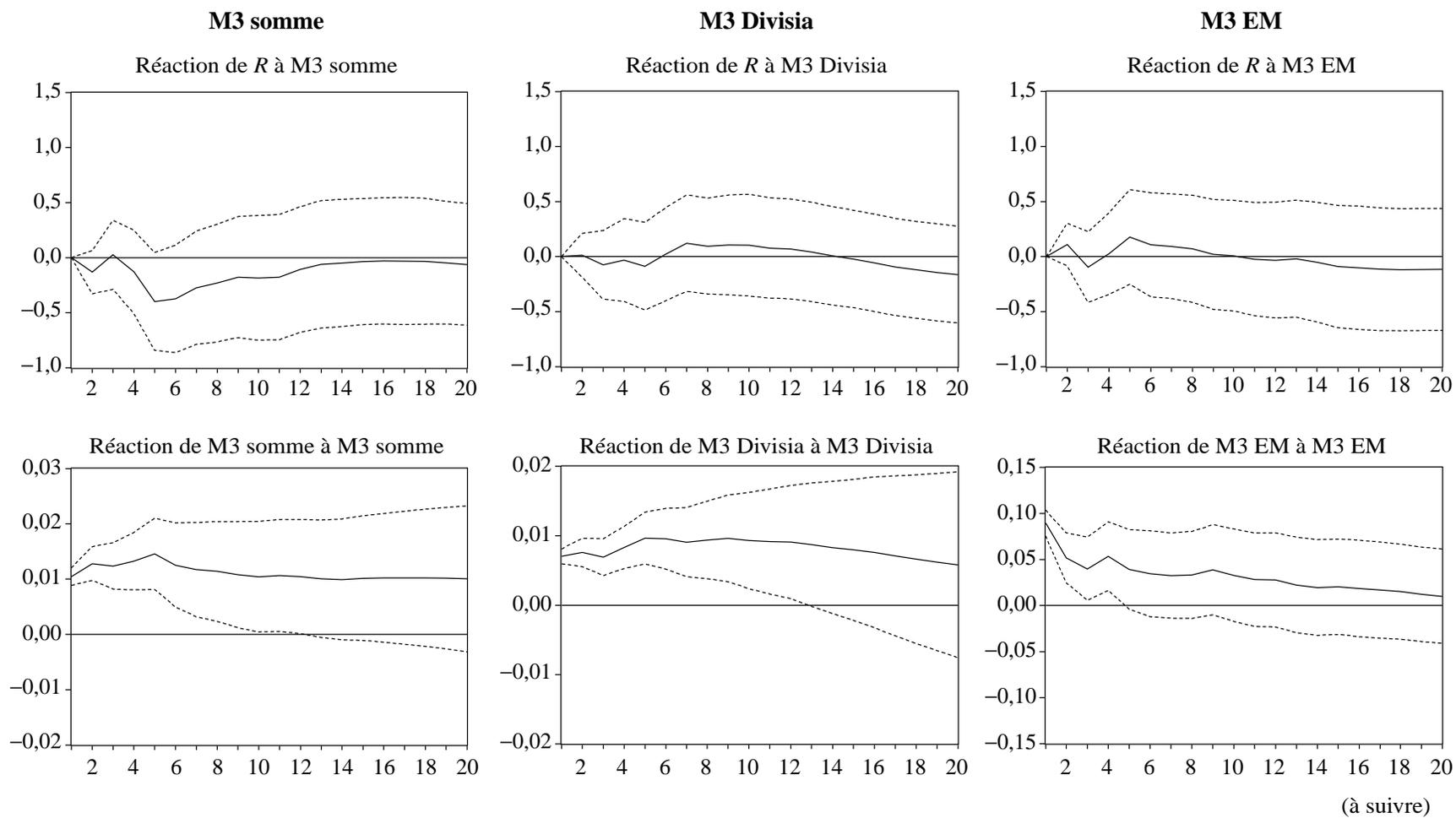


Figure 8 (suite)

Profils de réaction selon les modèles {R, M3, P, Y}

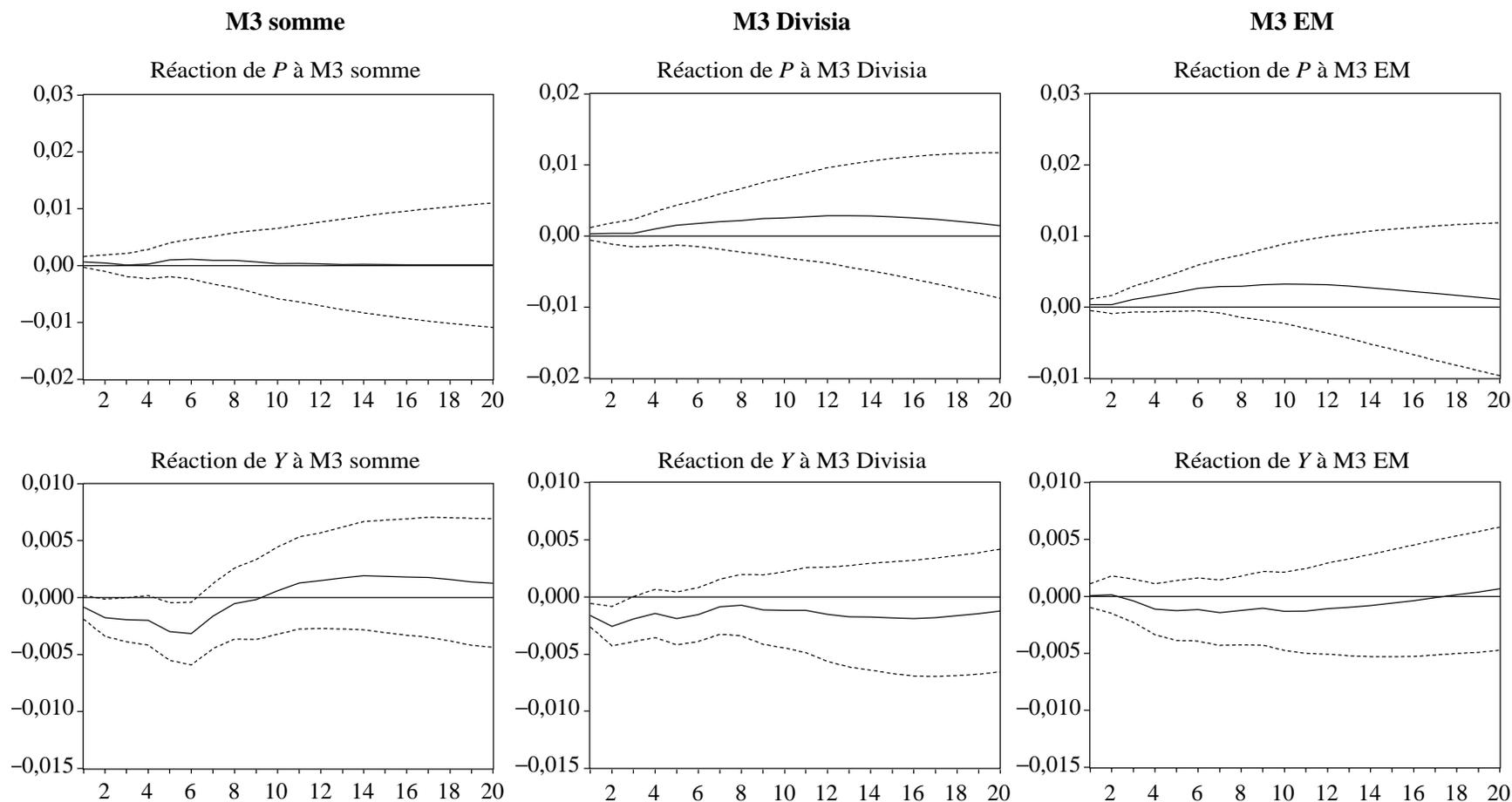


Figure 9
Profils de réaction selon les modèles {R, M1+, P, Y}

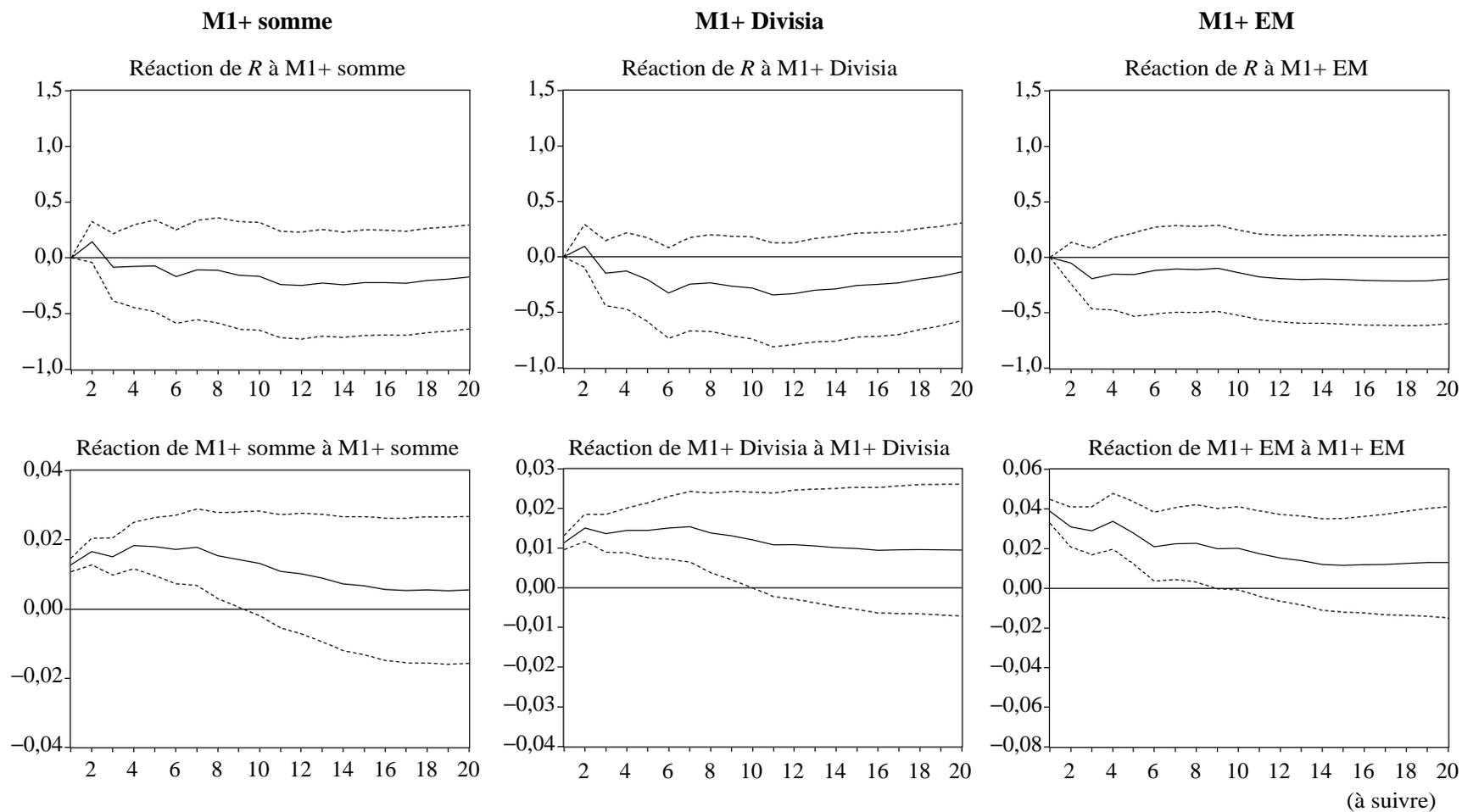


Figure 9 (suite)

Profils de réaction selon les modèles {R, M1+, P, Y}

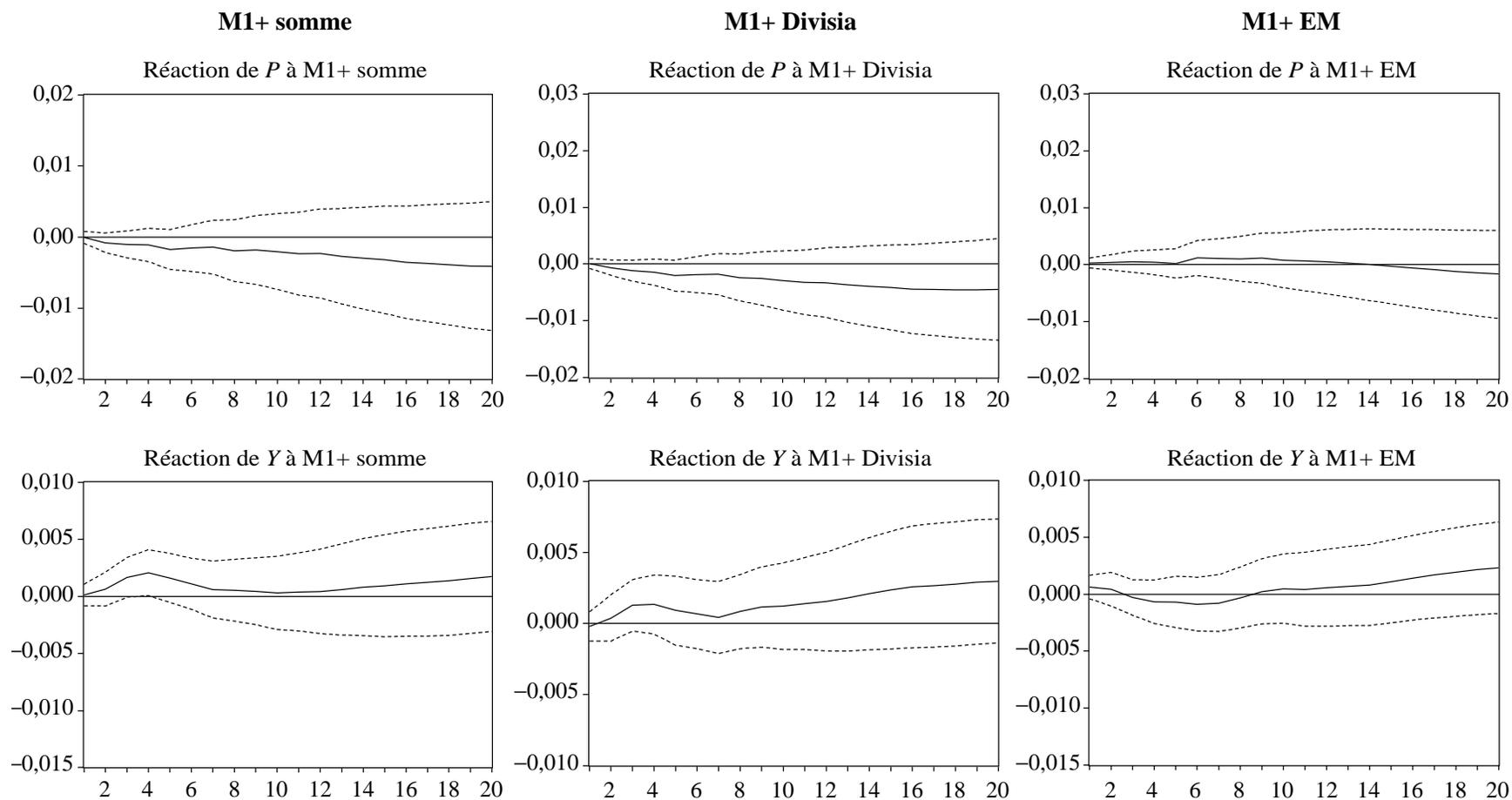


Figure 10
Profils de réaction selon les modèles $\{R, M1++, P, Y\}$

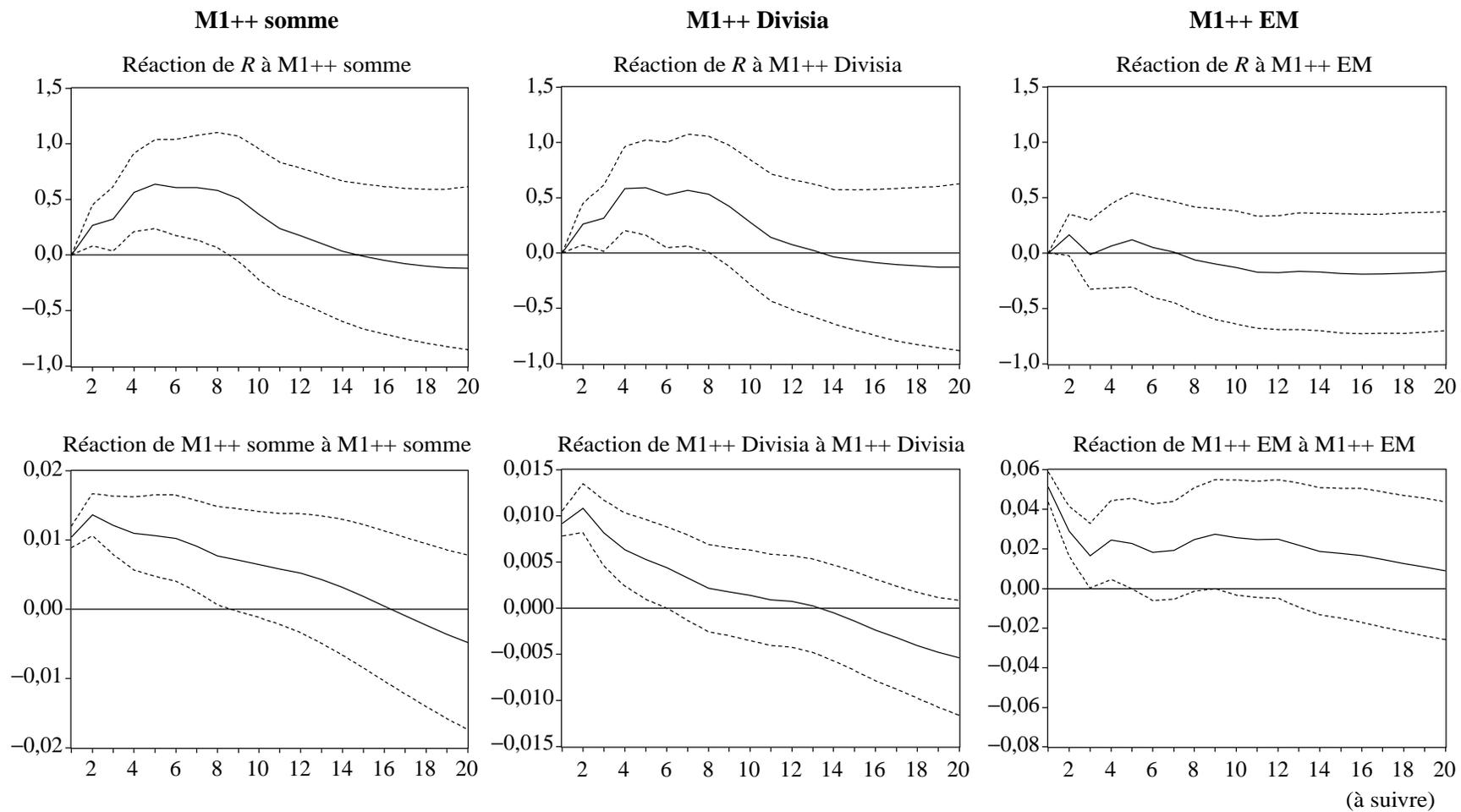
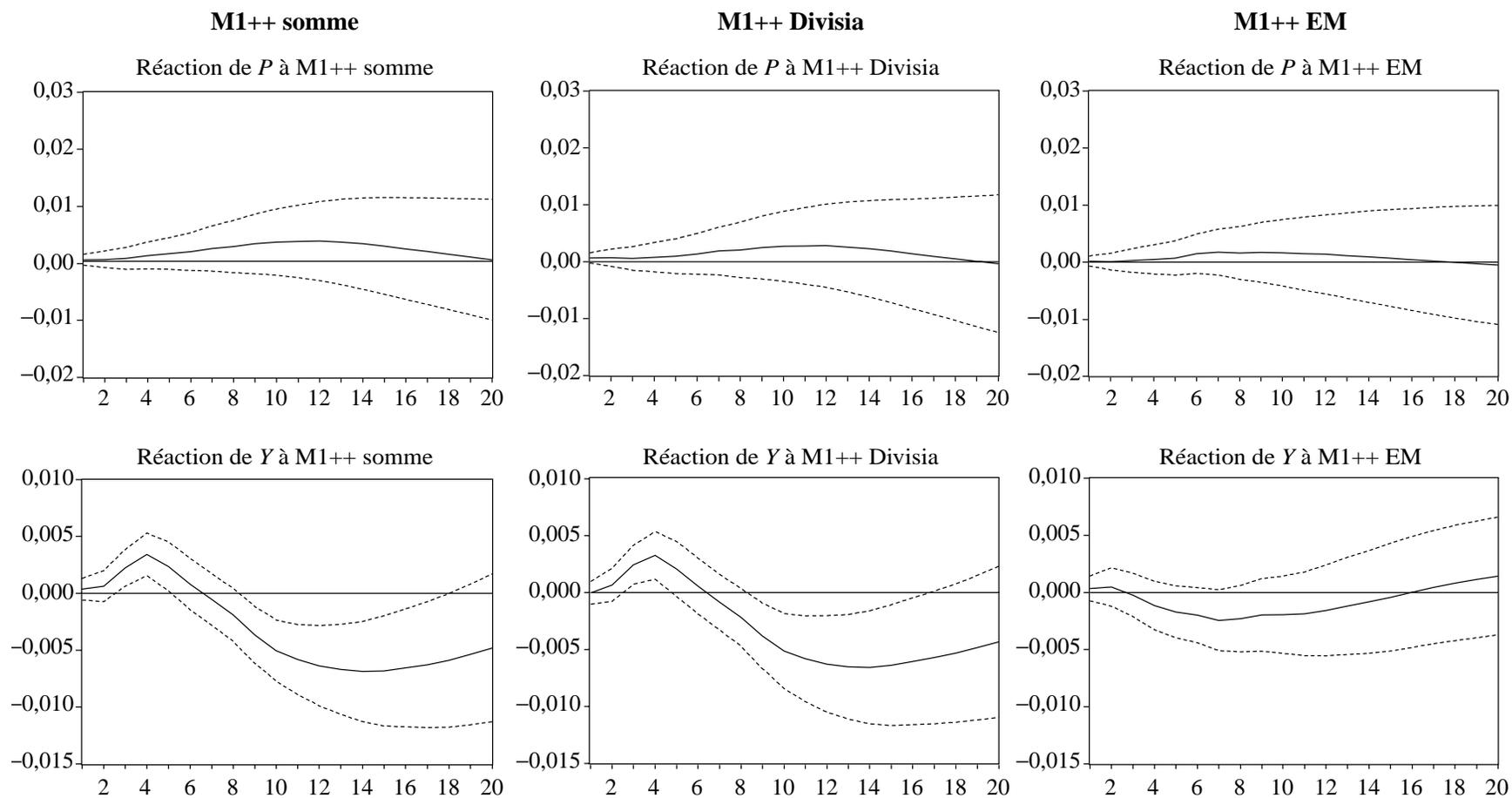


Figure 10 (suite)
Profils de réaction selon les modèles {R, M1++, P, Y}



Christiano, Eichenbaum et Evans (1996), Strongin (1995) ainsi que Bernanke et Mihov (1998). Nous sortirions complètement du cadre de la présente étude en essayant de résoudre les « énigmes » de liquidités et de prix. Des travaux ont été entrepris dans ce sens par Koustas et Serletis (2000).

Conclusion

Nous avons étudié des données relatives aux agrégats monétaires traditionnels établis par sommation simple, de même qu'à des agrégats monétaires élaborés plus récemment par la méthode de Divisia et celle de l'équivalent monnaie, pour en déduire les effets de la monnaie sur l'activité économique et essayer d'établir les vertus respectives des différentes méthodes d'agrégation monétaire. Pour nous livrer à cette évaluation, nous nous sommes fondés sur les progrès récents de la théorie des régresseurs intégrés et avons eu recours à un modèle comportant une seule équation, les propriétés temporelles des données étant imposées dans le processus d'estimation et les tests d'hypothèse. Nous avons aussi fait appel à un cadre vectoriel autorégressif à plusieurs équations, où toutes les variables sont considérées comme faisant partie d'un même processus autorégressif.

Nous avons constaté que le choix de la méthode d'agrégation monétaire a des répercussions considérables sur l'évaluation de la relation entre la monnaie et l'activité économique. Nos résultats sont conformes à ceux dont font état Serletis et King (1993) : peu importe la façon dont elle est mesurée, la monnaie n'est pas cointégrée avec les prix ou le revenu, ce qui porte à croire que les encaisses monétaires réelles et la vitesse de circulation sont des grandeurs non stationnaires et que la poursuite d'une cible monétaire serait problématique. Cependant, les tests de causalité à la Granger que nous avons réalisés nous ont amenés à conclure que M1++ Divisia constitue le meilleur indicateur avancé de la production réelle. En outre, les variations de cet agrégat causent des fluctuations de la production réelle dans les vecteurs autorégressifs où entrent les taux d'intérêt, et elles expliquent dans une très forte proportion la variance des erreurs de prévision de la production; les variations des taux d'intérêt expliquent dans une moindre mesure la variance de ces erreurs.

Bibliographie

- Anderson, R. G., B. Jones et T. Nesmith (1997a). « Monetary Aggregation Theory and Statistical Index Numbers », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 79, n° 1, p. 31-51.
- (1997b). « Building New Monetary Services Indexes: Concepts, Data, and Methods », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 79, n° 1, p. 53-82.
- Barnett, W. A. (1978). « The User Cost of Money », *Economics Letters*, vol. 1, n° 2, p. 145-149.

- Barnett, W. A. (1980). « Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory », *Journal of Econometrics*, vol. 14, n° 1, p. 11-48.
- (1991). « A Reply to Julio J. Rotemberg ». In : *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System*, sous la direction de Michael T. Belongia, Proceedings of the Fourteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, octobre 1989, Boston, Kluwer Academic Publishers, p. 232-243.
- Barnett, W. A., D. Fisher et A. Serletis (1992). « Consumer Theory and the Demand for Money », *Journal of Economic Literature*, vol. 30, n° 4, p. 2086-2119.
- Bernanke, B. S. et I. Mihov (1998). « Measuring Monetary Policy », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n° 3, p. 869-902.
- Cagan, P. (1972). *The Channels of Monetary Effects on Interest Rates*, New York, National Bureau of Economic Research.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum et C. Evans (1996). « The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds », *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, n° 1, p. 16-34.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981). « Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, vol. 49, n° 4, p. 1057-1072.
- Diewert, W. E. (1976). « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics*, vol. 4, n° 2, p. 115-145.
- (1978). « Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation », *Econometrica*, vol. 46, n° 4, p. 883-900.
- Eichenbaum, M. (1992). « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy [article de C. Sims]: Comments », *European Economic Review*, vol. 36, n° 5, p. 1001-1011.
- Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). « Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, vol. 55, n° 2, p. 251-276.
- Fiorito, R. et T. Kollintzas (1994). « Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective », *European Economic Review*, vol. 38, n° 2, p. 235-269.
- Fleissig, A. et A. Serletis (1999). « Semi-Nonparametric Estimates of Substitution for Canadian Monetary Assets », University of Calgary, photocopie.
- Friedman, M. et A. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.
- Granger, C. W. J. (1969). « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, vol. 37, n° 3, p. 424-438.
- Klein, B. (1974). « Competitive Interest Payments on Bank Deposits and the Long-Run Demand for Money », *American Economic Review*, vol. 64, n° 6, p. 931-949.
- Koustas, Z. et A. Serletis (2000). « Canadian Monetary Policy Shocks », University of Calgary, photocopie.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992). « Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root », *Journal of Econometrics*, vol. 54, n° 1, p. 159-178.
- Kydland, F. et E. C. Prescott (1990). « Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 14, n° 2, p. 3-18.
- MacKinnon, J. G. (1994). « Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, n° 2, p. 167-176.
- Molik, Terence E. (1999). *The Construction of Aggregation Theoretic Money Measures Using Canadian Data*, thèse de maîtrise, Department of Economics, University of Calgary.
- Nelson, C. R. et C. I. Plosser (1982). « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, n° 2, p. 139-162.
- Pantula, S. G., G. Gonzalez-Farias et W. A. Fuller (1994). « A Comparison of Unit-Root Test Criteria », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, n° 4, p. 449-459.

- Phillips, P. C. B. (1987). « Time Series Regression with a Unit Root », *Econometrica*, vol. 55, n° 2, p. 277-301.
- Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988). « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, vol. 75, n° 2, p. 335-346.
- Prescott, E. C. (1986). « Theory Ahead of Business Cycle Measurement », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, n° 4, p. 9-22.
- Rotemberg, J. J. (1991). « Commentary: Monetary Aggregates and Their Uses ». In : *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System*, sous la direction de Michael T. Belongia, Proceedings of the Fourteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, octobre 1989, Boston, Kluwer Academic Publishers, p. 223-231.
- Rotemberg, J. J., J. C. Driscoll et J. M. Poterba (1995). « Money, Output and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, n° 1, p. 67-83.
- Serletis, A. et M. King (1993). « The Role of Money in Canada », *Journal of Macroeconomics*, vol. 15, n° 1, p. 91-107.
- Sims, C. A. (1992). « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy », *European Economic Review*, vol. 36, n° 5, p. 975-1000.
- Startz, R. (1979). « Implicit Interest on Demand Deposits », *Journal of Monetary Economics*, vol. 5, n° 4, p. 515-534.
- Stock, J. H. et M. W. Watson (1989). « Interpreting the Evidence on Money-Income Causality », *Journal of Econometrics*, vol. 40, n° 1, p. 161-181.
- Strongin, S. (1995). « The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, n° 3, p. 463-498.

Commentaires

Joseph Atta-Mensah

Il est singulier et, en fait, significatif que, bien que la monnaie ait été le premier sujet d'ordre économique sur lequel l'homme se soit penché sérieusement et soit restée depuis au centre de la réflexion économique, on ne s'entend toujours pas aujourd'hui, même de façon très générale, sur ce que le mot désigne. Ce terme a plusieurs sens dans le monde des affaires, tandis que, chez les économistes, il existe presque autant de conceptions différentes de la monnaie qu'il y a de chercheurs intéressés à la question. (Andrew, 1899, p. 219) [Traduction]

L'étude de Serletis et Molik ranime le débat sur l'utilisation par les banques centrales d'agrégats monétaires calculés par sommation simple. Certains spécialistes de la théorie monétaire, dont Serletis et plus particulièrement Barnett, ne sont pas satisfaits de la méthode de calcul des agrégats monétaires qu'emploient actuellement les banques centrales de par le monde, c'est-à-dire la sommation, en valeur nominale, des actifs financiers entrant dans la composition des divers agrégats. En faisant appel à une définition basée sur une simple somme, les banques centrales postulent implicitement que les composantes des agrégats présentent le même degré de substituabilité et de liquidité. Dans le but de rectifier cette « anomalie », Barnett (1980) invite instamment les banques centrales à se fonder sur la théorie des indices statistiques, par exemple en adoptant des indices de Divisia, pour élaborer les agrégats monétaires.

Serletis et Molik nous présentent d'abord le fondement théorique des formules permettant de calculer les agrégats de Divisia de Barnett (1980) et les agrégats de type « équivalent monnaie » (EM) de Rotemberg, Driscoll et

Poterba (1991). Avant d'aborder les points faibles de ces méthodes, j'aimerais retracer rapidement l'évolution des agrégats de Divisia.

À l'origine, les banques centrales définissaient la monnaie comme l'ensemble des avoirs financiers servant de moyens d'échange, c'est-à-dire la monnaie métallique et les billets de banque ainsi que les dépôts à vue. Elles ont donc commencé à publier des statistiques sur deux types de moyen d'échange : i) la monnaie hors banques; ii) les dépôts à vue tenus dans les banques¹. La somme de ces deux catégories d'avoirs a par la suite été appelée M1.

Friedman (1956 et 1959), Friedman et Meiselman (1963) ainsi que Friedman et Schwartz (1969 et 1970) ont proposé d'élargir la définition de la monnaie pour y faire entrer les dépôts à terme et les comptes d'épargne. Cette définition élargie de la monnaie visait à tenir compte de son rôle de « réserve de valeur ». Le principal argument de Friedman était que la monnaie servait de « réceptacle » temporaire du pouvoir d'achat, faisant ainsi la soudure entre les achats et les paiements.

Ce raisonnement a amené la Réserve fédérale et d'autres banques centrales à publier des agrégats monétaires plus larges. Cependant, l'utilisation de ces derniers oblige à déterminer le degré de substituabilité des différents actifs financiers qui entrent dans la composition des agrégats. Même si diverses innovations financières ont contribué à brouiller la distinction entre les avoirs qui servent au règlement des transactions et ceux qui ont un caractère d'épargne, les avoirs qui composent les agrégats élargis ne sont pas aussi liquides que la monnaie au sens strict. Batten et Thornton (1985, p. 30) font valoir que si des avoirs diffèrent par la mesure dans laquelle ils sont assimilables à la monnaie proprement dite, on peut souhaiter les regrouper (en faire la somme) au regard de cette caractéristique homogène. Or, les agrégats actuellement utilisés par les banques centrales sont calculés par sommation simple, ce qui revient à supposer que les actifs entrant dans leur composition sont tous assimilables dans la même mesure à la monnaie. Certains spécialistes de la théorie monétaire trouvent cette méthode d'agrégation inacceptable et en ont proposé d'autres.

Une méthode qui a largement retenu l'attention dans la littérature économique et que reprennent les auteurs de l'étude est celle préconisée par Barnett (1980). Ce dernier propose de s'appuyer sur la théorie des indices statistiques pour élaborer les agrégats monétaires. Il soutient qu'ainsi on conférerait une véritable signification économique aux agrégats. Sa méthode fait appel à la théorie de l'agrégation pour calculer des indices d'actifs financiers qui tiennent compte de l'utilité totale, par rapport à une période de

1. Walter (1989) résume l'évolution des agrégats monétaires aux États-Unis.

référence déterminée, que l'on peut attribuer aux services monétaires tirés des avoirs en question.

Conformément à la proposition de Barnett, des agrégats monétaires de type « superlatif » ont été élaborés à partir de la théorie des indices statistiques². La monnaie est alors définie comme un indice quantitatif. Comme le fait remarquer Barnett, les agrégats calculés de cette façon mesurent le flux des services produits par le secteur des transactions monétaires de l'économie. Deux indices superlatifs qu'on trouve dans la littérature sont l'indice de Divisia (Tornquist-Theil) et l'indice idéal (en chaîne) de Fisher³.

Ainsi que le mentionnent Serletis et Molik, les agrégats monétaires de type superlatif représentent en théorie une amélioration notable par rapport aux agrégats obtenus par sommation. En premier lieu, ils mesurent le flux de services monétaires dans l'économie, lequel est déterminé en pondérant la quantité de chaque avoir monétaire en fonction de son coût d'utilisation. Ce dernier est la différence entre le taux d'intérêt que rapporte un actif jouant strictement un rôle de réserve de valeur et le taux de rendement propre de l'avoir considéré. En deuxième lieu, les indices superlatifs demeurent exacts pour des formes fonctionnelles souples. On évite ainsi les hypothèses restrictives qu'il faut adopter pour justifier la forme linéaire des agrégats obtenus par sommation simple. En troisième lieu, les effets de substitution entraînés par les variations de taux d'intérêt sont en principe englobés au sein même des agrégats de type superlatif. Les effets de revenu revêtent la forme de variations des services monétaires ou de l'utilité. Par contre, les modifications de taux d'intérêt provoquent à la fois des effets de substitution et des effets de revenu dans le cas des agrégats obtenus par sommation.

À partir des formules mises au point, Serletis et Molik élaborent des agrégats de Divisia et EM. Bien qu'ils méritent des félicitations pour le « service public » ainsi rendu, j'aimerais attirer l'attention sur certains problèmes de mesure inhérents à ces deux types d'agrégat⁴. Premièrement, il se peut que les taux créditeurs affichés par les institutions financières soient supérieurs au taux de rendement effectif que les agents s'attendent à

2. C'est à Diewert (1976 et 1978) qu'on doit l'introduction de ces indices dans la littérature économique. D'après cet auteur, un indice est superlatif s'il est exact pour une fonction d'agrégation quelconque; autrement dit, il existe une correspondance étroite entre la fonction d'agrégation et la formule de calcul de l'indice.

3. Barnett, Fisher et Serletis (1992) présentent d'autres indices superlatifs et la formule exacte permettant de les calculer.

4. Barnett (1991) montre que l'agrégat EM est un cas particulier de l'agrégat de Divisia. Par conséquent, mes commentaires concernant les agrégats de Divisia s'appliquent aussi aux agrégats EM.

tirer de leurs placements. Cockerline et Murray (1981) précisent que l'obligation de maintenir un solde minimum dans certains comptes, les pénalités qui sanctionnent l'encaissement anticipé de certains avoirs à terme et divers frais de service ont tous pour effet de réduire le taux de rendement effectif propre des avoirs monétaires. Ces problèmes de mesure sont amplifiés par la possibilité que les institutions financières pratiquent l'interfinancement entre leurs divers secteurs d'activité, de sorte que les frais de service ou les taux d'intérêt risquent de varier si le client effectue plusieurs types d'opération avec la même institution.

Deuxièmement, le calcul des prix ou coûts d'utilisation retenus dans un agrégat de Divisia peut être compliqué lorsque les différents avoirs n'ont pas la même date d'échéance. Si, par exemple, la courbe de rendement a une pente négative, les taux d'intérêt à court terme sont supérieurs aux taux à long terme. Il se peut, par conséquent, que le coût d'utilisation de certains des avoirs monétaires soit négatif, leur taux de rendement propre passant au-dessus de celui de l'avoir de référence, qui est généralement représenté par un actif à long terme. Étant donné que le coût d'utilisation représente une mesure de la liquidité, il perd toute signification lorsqu'il est négatif.

Troisièmement, la méthode d'établissement des indices superlatifs repose sur l'hypothèse que les agents économiques détiennent des quantités optimales des différents avoirs et ne tient pas compte des coûts de réaménagement de portefeuille. Or, dans la pratique, les investisseurs ne cessent de modifier la composition de leur portefeuille sous l'effet des variations de taux d'intérêt. Étant donné que, dans la méthode des indices superlatifs, le coût d'utilisation d'un actif est mesuré par la différence entre son taux de rendement propre et celui d'un avoir de référence et que les coûts de réaménagement de portefeuille ne sont pas saisis par les taux d'intérêt, le « vrai » coût d'utilisation est sous-évalué.

Quatrièmement, le calcul du coût d'utilisation d'un actif suppose que l'avoir de référence n'est absolument pas liquide. Par conséquent, un actif négocié sur un marché secondaire ne peut théoriquement servir de référence, puisqu'un marché secondaire permet justement de convertir un actif en avoirs plus liquides qui peuvent servir à régler des transactions. En pratique, un actif répondant à cette exigence est difficile à trouver. De plus, seuls les avoirs de référence dont les coûts d'utilisation ne sont pas négatifs doivent être choisis, puisqu'un coût négatif pour l'utilisateur impliquerait que les agents économiques sont disposés à sacrifier une partie du rendement obtenu sur un avoir strictement non monétaire pour ne pas recevoir de services monétaires.

Cinquièmement, les pondérations (ou coûts d'utilisation) employées dans les indices superlatifs sont très sensibles aux variations des taux d'intérêt. Un relèvement de ces taux accroît le coût d'utilisation du

numéraire et se traduit donc instantanément par une pondération plus élevée. Cependant, comme l'augmentation des taux d'intérêt incite les investisseurs à réduire le numéraire qu'ils détiennent, le poids de celui-ci devrait diminuer progressivement. Par ailleurs, si le montant des liquidités détenues par les agents économiques augmente plus vite que la valeur des dépôts rémunérés, une montée des taux d'intérêt accroîtra instantanément la pondération attribuée au numéraire et réduira celle des avoirs rémunérés, entraînant ainsi une hausse du taux de croissance de l'indice superlatif. Cet indice pourrait donc se révéler une variable d'information trompeuse pour les autorités monétaires. La prudence s'impose lorsqu'on veut interpréter les résultats empiriques obtenus grâce à des agrégats superlatifs.

J'examinerai maintenant les résultats empiriques exposés dans l'étude. Serletis et Molik se proposent d'analyser le rôle des agrégats établis par sommation simple, par la méthode de Divisia et par celle de l'équivalent monnaie dans la conduite de la politique monétaire canadienne. Ils font appel aux filtres de Hodrick-Prescott pour étudier les corrélations entre les agrégats, d'une part, et le revenu et les prix, d'autre part. Ils procèdent aussi à des tests d'intégration, de cointégration et de causalité à la Granger. Voici les principaux résultats qu'ils obtiennent. En premier lieu, en se servant de filtres de Hodrick-Prescott, les auteurs constatent que M1, M1+ et les agrégats de Divisia correspondants sont les seuls qui préfigurent l'évolution du PIB réel. En deuxième lieu, ils constatent que tous les agrégats monétaires, les prix, le PIB nominal et le PIB réel sont intégrés d'ordre 1. En troisième lieu, ils concluent à l'absence de cointégration entre chacun des agrégats monétaires, d'une part, et le niveau des prix, le PIB nominal ou le PIB réel, d'autre part. En quatrième lieu, les tests de causalité à la Granger présentés montrent qu'aucun des agrégats monétaires n'est un indicateur avancé de l'inflation, que M1 Divisia est le meilleur indicateur avancé du revenu nominal et que M1++ Divisia constitue le meilleur indicateur avancé du revenu réel. Ces résultats amènent Serletis et Molik à conclure que la poursuite d'une cible monétaire n'est pas appropriée au Canada.

Ma première remarque au sujet du travail empirique des auteurs porte sur la substituabilité des actifs financiers entrant dans la composition de chaque agrégat. L'une des critiques adressées aux agrégats monétaires actuels est que tous les actifs financiers qui en font partie sont considérés comme parfaitement substituables à la monnaie. Or, différentes études ont démontré que très peu d'entre eux se révèlent de bons substituts de la monnaie⁵. Cette critique, à mon avis, vaut tout autant pour le travail de Serletis et Molik puisque, lorsqu'ils ont élaboré leurs agrégats, ils n'ont pas

5. Belongia et Chalfant (1989) présentent un résumé de certaines de ces études.

vérifié si les composantes de chacun étaient substituables les unes aux autres.

Barnett (1982) souligne qu'il importe que toutes les composantes d'un agrégat soient facilement substituables pour permettre de distinguer les avoirs monétaires des biens non monétaires. Il ajoute qu'un agrégat monétaire ne peut exister que s'il y a un sous-ensemble de biens monétaires qui soit séparable, au moins faiblement, des biens non monétaires. Cette condition de faible séparabilité implique que le taux marginal de substitution de deux biens monétaires faisant partie d'un sous-ensemble est indépendant des biens qui n'en font pas partie. Par conséquent, ainsi que l'ont souligné Swofford et Whitney (1991), cette condition garantit que les agrégats monétaires ne sont pas touchés par les changements de composition des dépenses consacrées aux biens non monétaires. Autrement dit, l'agrégat monétaire dépend du revenu total et non de la composition des dépenses.

Belongia et Chalfant (1989) ainsi que Swofford et Whitney (1992) recommandent d'utiliser les conditions non paramétriques découlant de la théorie de la préférence révélée de Varian (1982 et 1983) pour vérifier si un agrégat monétaire satisfait ou non à la condition de faible séparabilité. Le test de faible séparabilité de Varian comporte trois étapes. La première consiste à vérifier si l'ensemble de données satisfait à la condition de cohérence de l'axiome généralisé de la préférence révélée. Dans un deuxième temps, on vérifie s'il existe des sous-utilités compatibles avec l'axiome généralisé. La troisième étape consiste à vérifier si l'ensemble de données répond à certaines conditions suffisantes⁶. Une fonction d'utilité qui se comporte de la manière attendue peut servir de fonction d'agrégation si les données financières obéissent à l'axiome généralisé.

Le résultat selon lequel la monnaie n'est ni corrélée avec l'inflation ni un indicateur avancé mérite aussi que je m'y arrête. Ce résultat tout à fait déconcertant va à l'encontre du vieil adage de l'économie monétaire voulant que l'inflation soit un phénomène monétaire. Je crois que, si les auteurs obtiennent ce résultat, c'est parce qu'ils examinent la relation entre les agrégats et les prix à l'aide de taux de croissance trimestriels. Comme nous le savons, les taux de croissance trimestriels sont plus variables ou contiennent plus de « bruit » que les taux annuels. Par conséquent, ils permettent difficilement de dégager des relations significatives dans les données. De plus, les mesures de politique monétaire, dans l'état de nos connaissances, ne se répercutent sur les prix qu'après un laps de temps considérable, que l'on estime généralement de quelque six à huit trimestres. Il vaut donc mieux avoir recours aux taux de croissance en glissement annuel pour étudier la corrélation entre la monnaie et les prix.

6. Voir Swofford et Whitney (1991 et 1992) à ce propos.

Qui plus est, la littérature regorge de résultats qui démontrent l'existence d'une relation étroite entre la monnaie, définie de diverses manières, et l'inflation. À la Banque même, nos travaux montrent que la monnaie entre dans le processus de formation des prix. Engert et Hendry (1998) et Adam et Hendry (2000) constatent qu'un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) basé sur M1 fournit beaucoup d'information sur l'évolution future de l'inflation et permet de prévoir le taux d'inflation à l'horizon de huit trimestres avec des erreurs relativement faibles. De même, les analyses menées à l'aide d'un VAR structurel par Kasumovich (1996) ainsi que par Fung et Kasumovich (1998) indiquent que la monnaie joue un rôle actif dans la transmission de la politique monétaire. Dans tous ces modèles, un changement de politique monétaire modifie la relation entre le stock de monnaie et la demande à long terme, en mettant en branle un long processus d'ajustement dans le cadre duquel les prix s'adaptent afin de rétablir l'équilibre monétaire. McPhail (2000) conclut de son côté que la monnaie au sens large, et tout particulièrement M2++, est un bon indicateur avancé de l'inflation à un horizon d'un à deux ans. Bref, cet ensemble de travaux fait ressortir l'existence d'une relation étroite entre la monnaie et l'inflation; autrement dit, une expansion monétaire excessive entraînerait une montée des tensions inflationnistes.

Dans l'ensemble, je trouve que Serletis et Molik ne sont pas allés suffisamment loin dans leur recherche empirique. Ils font appel à diverses techniques économétriques, mais ils s'attachent surtout à examiner les corrélations que présentent les données, l'ordre d'intégration et le sens de la relation de causalité entre les variables. Étant donné qu'ils cherchent à comparer la performance, sur le plan empirique, des agrégats établis par sommation simple à celle des agrégats élaborés par la méthode de Divisia et des agrégats équivalent monnaie, j'aurais aimé qu'ils analysent aussi la stabilité des agrégats dans une équation de demande de monnaie et leur capacité de prévision de variables macroéconomiques telles que le PIB réel et l'inflation. Cela aurait permis de comparer les agrégats de manière plus complète.

Si l'on veut pouvoir utiliser efficacement des agrégats monétaires dans la conduite de la politique monétaire, il faut que leur fonction de demande soit stable. Cette stabilité requiert que la demande d'agrégats soit une fonction systématique de variables macroéconomiques telles que le revenu et les taux d'intérêt, de manière que les variations de ces dernières permettent de prévoir celles des agrégats. Elle implique que les valeurs estimées des paramètres des fonctions de demande demeurent à peu près les mêmes lorsqu'on procède à une nouvelle estimation de la fonction au moyen d'un ensemble de données supplémentaire.

À la Banque, nous avons pu estimer des fonctions stables de demande de monnaie à long terme pour les agrégats étroits et larges établis par sommation simple. Faisant appel à la méthode de Johansen et Juselius, Hendry (1995) a établi une fonction unique et stable de demande de monnaie à long terme dans le cas de M1. McPhail (1993 et 2000) s'est également basée sur la méthode de Johansen et Juselius pour trouver des fonctions stables de demande à long terme pour les agrégats monétaires au sens large. Un exercice intéressant consisterait, pour les auteurs, à estimer les fonctions de demande des agrégats de Divisia et EM et à en évaluer la stabilité. Si les fonctions de demande estimées pour ces agrégats se révélaient stables, les auteurs pourraient comparer le pouvoir prédictif de ces derniers dans des MVCE à celui des agrégats correspondants établis par sommation simple.

Ainsi que je l'ai déjà fait remarquer, il est incontestable que, sur le plan théorique, les agrégats superlatifs sont de loin supérieurs aux agrégats correspondants calculés par sommation simple. La question qui se pose alors est de savoir pourquoi les banques centrales, y compris la Banque du Canada, persistent à utiliser le deuxième type d'agrégat. À mon avis, les auteurs de cette étude et ceux qui préconisent l'adoption d'agrégats superlatifs n'ont pas produit de résultats empiriques suffisamment convaincants pour justifier l'abandon des agrégats établis par sommation simple. Tout bien considéré, les travaux effectués à la Banque par Cockerline et Murray (1981), par Hostland, Poloz et Storer (1988) et par Longworth et Atta-Mensah (1995) montrent bel et bien que, du point de vue de l'adéquation statistique des modèles indicateurs sur échantillon, des prévisions hors échantillon fournies par ces mêmes modèles, de la spécification de fonctions de demande de monnaie et de la stabilité de ces fonctions dans le temps, les agrégats obtenus par sommation simple sont supérieurs sur le plan empirique aux indices de Divisia ou de Fisher.

Le fin mot de l'histoire se situe peut-être quelque part entre les agrégats établis par sommation simple et les agrégats superlatifs. Cependant, pour élaborer des agrégats monétaires fiables, les banques centrales doivent déterminer clairement quels avoirs sont assimilables à la monnaie. Malheureusement, ni la littérature traitant d'économie monétaire, ni les manuels classiques ne fournissent de définition adéquate de la monnaie. De plus, les innovations financières ont modifié fondamentalement les caractéristiques de nombreux actifs monétaires, à tel point qu'il est très difficile de trouver une définition précise de la monnaie. En vérité, il est peut-être vain de chercher une définition qui soit universelle. Ainsi que l'ont fait remarquer Friedman et Schwartz (1970, p. 137) :

La monnaie doit être définie non pour des raisons de principe, mais parce qu'une définition est utile à l'organisation de notre

connaissance des relations économiques. La « monnaie » est une grandeur à laquelle nous choisissons d'attribuer une valeur selon des modalités déterminées; ce n'est pas quelque chose qui existerait en soi et qui serait à découvrir, comme le continent américain; c'est un produit de la pensée scientifique qui est à inventer, comme la « longueur », la « température » ou la « force » en physique. [Traduction]

En l'absence de définition universelle, je suis d'avis que les banques centrales devraient définir la « monnaie » d'une façon pragmatique, qui les aide à mener une politique monétaire efficace et judicieuse. Elles pourraient faire entrer dans la définition de la monnaie les avoirs qui sont acceptés à titre de moyens de paiement, les actifs liquides et d'autres éléments du passif des institutions financières. Il n'est pas nécessaire que ces avoirs ou actifs soient corporels, mais il ne faut pas que leur utilisation crée un endettement ou une obligation de remboursement. Cette définition de la monnaie exclurait toutes les formes de crédit. À la lumière de cette définition, les agrégats monétaires pourraient être répartis en agrégats de règlement et agrégats d'épargne. Il faudrait en outre que, au regard de critères déterminés, ces actifs se comportent bien sur le plan empirique.

Bibliographie

- Adam, C. et S. Hendry (2000). « Le modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 : quelques extensions et applications ». In : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 175-208.
- Andrew, A. P. (1899). « What Ought to Be Called Money? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 13, janvier, p. 219-227.
- Barnett, W. A. (1980). « Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory », *Journal of Econometrics*, vol. 14, n° 1, p. 11-48.
- (1982). « The Optimal Level of Monetary Aggregation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 14, n° 4, partie 2, p. 687-710.
- (1991). « A Reply to Julio J. Rotemberg ». In : *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System*, sous la direction de Michael T. M. Belongia, Proceedings of the Fourteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, octobre 1989, Boston, Kluwer Academic Publishers, p. 232-243.
- Barnett, W. A., D. Fisher et A. Serletis (1992). « Consumer Theory and the Demand for Money », *Journal of Economic Literature*, vol. 30, n° 4, p. 2086-2119.
- Batten, D. S. et D. L. Thornton (1985). « Are Weighted Monetary Aggregates Better Than Simple-Sum M1? », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 67, n° 6, p. 29-40.
- Belongia, M. T. et J. A. Chalfant (1989). « The Changing Empirical Definition of Money: Some Estimates from a Model of the Demand for Money Substitutes », *Journal of Political Economy*, vol. 97, n° 2, p. 387-397.
- Cockerline, J. P. et J. Murray (1981). *A Comparison of Alternative Methods of Monetary Aggregation: Some Preliminary Evidence*, Rapport technique n° 28, Ottawa, Banque du Canada.

- Diewert, W. E. (1976). « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics*, vol. 4, n° 2, p. 115-146.
- (1978). « Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation », *Econometrica*, vol. 46, n° 4, p. 883-900.
- Engert, W. et S. Hendry (1998). « Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two », document de travail n° 98-6, Banque du Canada.
- Friedman, M. (1956). « The Quantity Theory of Money—A Restatement ». In : *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, University of Chicago Press, p. 3-21.
- (1959). « The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results », *Journal of Political Economy*, vol. 67, n° 4, p. 327-351.
- Friedman, M. et D. Meiselman (1963). « The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897–1958 ». In : *Stabilization Policies*, Englewood Cliffs (New Jersey), Prentice-Hall, p. 165-268.
- Friedman, M. et A. J. Schwartz (1969). « The Definition of Money: Net Wealth and Neutrality as Criteria », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1, n° 1, p. 1-14.
- (1970). *Monetary Statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods*, Studies in Business Cycles n° 20, New York, National Bureau of Economic Research.
- Fung, B. S. C. et M. Kasumovich (1998). « Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, n° 3, p. 575-592.
- Hendry, S. (1995). « Long-Run Demand for M1 », document de travail n° 95-11, Banque du Canada.
- Hostland, D., S. Poloz et P. Storer (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*, Rapport technique n° 48, Ottawa, Banque du Canada.
- Kasumovich, M. (1996). « Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary Policy Shocks », document de travail n° 96-8, Banque du Canada.
- Longworth, D. et J. Atta-Mensah (1995). « The Canadian Experience with Weighted Monetary Aggregates », document de travail n° 95-10, Banque du Canada.
- McPhail, K. (1993). « The Demand for M2+, Canada Savings Bonds and Treasury Bills », document de travail n° 93-8, Banque du Canada.
- (2000). « L'utilité de la monnaie au sens large pour la conduite de la politique monétaire ». In : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu par la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 61-98.
- Rotemberg, J. J., J. C. Driscoll et J. M. Poterba (1991). « Money, Output, and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate », document de travail n° 3824, National Bureau of Economic Research.
- Swofford, J. L. et G. A. Whitney (1991). « The Composition and Construction of Monetary Aggregates », *Economic Inquiry*, vol. 29, n° 4, p. 752-761.
- (1992). « The Changing Empirical Definition of Money: A Comment », *Journal of Political Economy*, vol. 100, n° 5, p. 1078-1081.
- Varian, H. R. (1982). « The Nonparametric Approach to Demand Analysis », *Econometrica*, vol. 50, n° 4, p. 945-973.
- (1983). « Non-parametric Tests of Consumer Behaviour », *Review of Economic Studies*, vol. 50, n° 1, p. 99-110.
- Walter, J. R. (1989). « Monetary Aggregates: A User's Guide », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, vol. 75, n° 1, p. 20-28.

Commentaires

Seamus Hogan

L'étude de Serletis et Molik, tout comme plusieurs autres à ce colloque, porte sur ce qui est peut-être la question fondamentale de l'économie monétaire empirique : dans un monde où existent de nombreux avoirs monétaires qui ne sont pas parfaitement substituables les uns aux autres, quelle mesure empirique de la monnaie correspond le mieux à la variable M que l'on trouve dans les manuels de théorie monétaire?

Cette étude a pour grand mérite de combiner deux courants de la littérature consacrée à cette question. Le premier courant met l'accent sur les actifs à inclure ou non dans l'ensemble des avoirs monétaires. Pour décider si un avoir particulier doit ou non être classé dans la monnaie, les disciples de cette école ordonnent généralement les actifs selon leur degré de liquidité, puis ils tracent la ligne de démarcation qui sépare les avoirs monétaires des avoirs non monétaires. Les auteurs qui se réclament du second courant, illustré par les indices de Divisia et les indices équivalent monnaie (EM), délaissent le mode dichotomique pour aborder la question autrement : ils retiennent un large ensemble d'actifs monétaires et affectent une pondération supérieure aux plus liquides d'entre eux.

Il convient de signaler que la deuxième approche n'englobe pas la première : les pondérations retenues dans les indices de Divisia et EM découlent de la théorie plutôt que d'un processus d'estimation, de sorte que des coefficients égaux à zéro ou à un ne peuvent être considérés comme des cas particuliers. Pour chacune de ces catégories d'indices, donc, il reste à décider des actifs à inclure dans l'ensemble des avoirs monétaires. L'un des bons côtés de cette étude réside dans le fait que les auteurs se penchent sur un agrégat établi par sommation simple, un indice de Divisia et un indice EM pour *chacune* des cinq définitions de la monnaie considérées. Cela exige un travail considérable, mais nous pouvons ainsi déterminer dans quelle

mesure les résultats sont liés à la formule de pondération plutôt qu'au choix des avoirs.

Les vertus de cette méthode deviennent manifestes quand nous examinons les Figures 1 à 5. Pour tous les agrégats plus larges que M1, l'indice EM affiche un comportement bien différent de celui des deux autres mesures, en particulier au cours des années 1990. Même si cela sortait peut-être du cadre envisagé, j'aurais aimé que les auteurs approfondissent la question suivante : qu'est-ce que les indices équivalent monnaie et les années 1990 ont de si particulier pour entraîner une telle divergence? Il serait également intéressant de savoir si les indices EM présentent un pouvoir explicatif supérieur ou inférieur dans les diverses régressions auxquelles procèdent les auteurs pour les années 1990, en vue de déterminer si le comportement observable au premier abord fournit une information utile sur la nature des meilleures mesures de la monnaie.

Le deuxième bon côté de cette étude est son orientation empirique. La théorie sur laquelle reposent les indices à pondération variable est séduisante, mais elle dépend d'un certain nombre d'hypothèses concernant la qualité de la mesure des prix relatifs *effectifs* des différents avoirs monétaires, la capacité d'agréger les diverses fonctions de demande de monnaie et d'autres facteurs du même genre. En fin de compte, même si la théorie permet de dégager différents agrégats prometteurs, la question de savoir lequel mesure le mieux la monnaie en situation réelle appelle une réponse empirique.

Je crois cependant que Serletis et Molik ont poussé trop loin leur démarche strictement empirique. Avant d'analyser les données afin de déterminer la meilleure mesure de la monnaie, nous devons en effet nous poser une question : la meilleure pour quoi? Par exemple, cherchons-nous à déterminer quelle mesure est le meilleur indicateur avancé de l'inflation ou du revenu, celle qui mesure le mieux l'orientation de la politique monétaire, ou encore celle qui répond à quelque autre critère? La réponse à cette question dicte la meilleure façon d'analyser les données et, par conséquent, d'interpréter le résultat. J'aurais aimé que les auteurs appuient davantage leur étude sur une argumentation de ce genre, au lieu de s'en tenir à une simple présentation des données. Serletis et Molik exposent leurs résultats de manière purement *statistique*, au lieu d'en dégager la dimension *économique*, qui importe pour la question notée précédemment. Par exemple, on a une certaine idée de l'agrégat monétaire qui constitue le meilleur indicateur avancé de l'inflation lorsqu'on examine leurs tests de causalité à la Granger; toutefois, ces résultats sont présentés uniquement sous l'angle du risque de première espèce — c'est-à-dire du risque que l'on rejette à tort l'hypothèse nulle d'absence de causalité. Cela fournit certes de l'information utile, mais sans nous permettre de déterminer directement

l'efficacité de chaque mesure de la monnaie comme indicateur avancé. Il aurait été intéressant de compléter cette information au moyen de quelques prévisions effectuées hors échantillon, par exemple au moyen d'échantillons mobiles.

Dans l'ensemble, cette étude présente une foule d'informations qui amènent à se poser nombre de questions intéressantes. J'espère que les auteurs et d'autres chercheurs s'engageront plus avant dans la voie qu'elle trace de manière à approfondir notre connaissance de ces sujets.

Discussion générale

Dans sa réponse aux commentateurs, Serletis rappelle la nécessité de ne pas s'arrêter aux agrégats établis par sommation simple et d'envisager une approche plus générale, comme le préconisent depuis longtemps des auteurs faisant autorité tels que Friedman et Schwartz (1970). Il concède toutefois que l'élaboration et l'utilisation d'agrégats de Divisia ne vont pas sans complications. Il signale en particulier que le caractère discrétionnaire du choix des taux de rendement propres et des coûts d'utilisation d'un actif rend souvent difficile la reproduction des résultats par d'autres chercheurs. Les changements institutionnels comme les fusions bancaires et les acquisitions d'établissements parabancaires peuvent aussi compliquer les choses lorsqu'on veut construire des séries temporelles cohérentes.

Alain Paquet fait état de trois préoccupations. Tout d'abord, Serletis et Molik n'ont examiné que la cointégration entre deux variables à la fois. Selon lui, cela ne permet pas de déterminer si les agrégats possèdent ou non les propriétés souhaitables. Il faudrait recourir à un plus grand nombre de variables dans les tests, puisque les résultats risquent de s'en trouver modifiés. Ensuite, le VAR a été estimé en niveau. Si les données ne sont pas stationnaires, la distribution des statistiques des tests de causalité à la Granger ne sera pas normale, et les risques de première espèce présentés dans le document seront faussés. De plus, l'estimation d'un VAR en niveau avec des variables intégrées et un échantillon fini peut se traduire par des biais importants dans l'estimation des profils de réaction (voir par exemple Phillips, 1998). Il aurait donc peut-être été plus approprié d'estimer le VAR en différences, ou encore de recourir à un modèle vectoriel à correction d'erreurs. Enfin, les résultats peuvent être très sensibles à l'ordre des variables utilisées dans la décomposition de Choleski pour identifier le VAR.

* Le présent sommaire a été rédigé par Jamie Armour.

Une autre solution consisterait peut-être à faire appel à des restrictions à long terme, en imposant par exemple la neutralité de la monnaie, une hypothèse avec laquelle Serletis et Koustas (1998) se disent en accord. En conclusion, Paquet recommande de poursuivre l'évaluation de la robustesse des résultats.

Pierre Duguay se dit perplexe devant le traitement asymétrique du taux de rendement propre des dépôts à vue et des autres dépôts. Serletis et Molik corrigent les taux de rendement implicites dans le cas des dépôts à vue, mais non dans celui des dépôts à préavis transférables par chèque. Duguay souligne également une différence notable entre la Figure 1 de Serletis et Molik et la même figure dans le document d'Aubry et Nott. Les variations prononcées que l'on observe dans l'étude d'Aubry et Nott dans le cas de M1 établi par sommation simple n'apparaissent pas dans l'agrégat de Divisia décrit par Serletis et Molik. Duguay émet l'hypothèse que cela tient au comportement de la valeur relative des rendements calculés.

Shamik Dhar pose une question théorique sur la définition de la monnaie de transaction. Il signale qu'au Royaume-Uni, l'agrégat de Divisia présente une forte corrélation avec M4 établi par sommation parce que les établissements parabancaires jouent un rôle prédominant dans les variations des deux séries. Le second agrégat représente essentiellement la demande de monnaie liée aux opérations financières. Si les économistes s'intéressent davantage à la demande de monnaie liée aux achats de biens et services, ils peuvent laisser de côté les actifs des établissements parabancaires.

Robbie Jones aimerait savoir comment la prise en compte de la structure des taux d'intérêt influencerait sur les taux de rendement calculés dans l'étude. Par exemple, comment interpréterait-on une courbe de rendement inversée? Les écarts de taux de rendement entre les avoirs à court et à long terme reflètent généralement les modifications attendues des taux courts. Jones se demande s'il est possible d'utiliser un taux de rendement *ex post* pour les obligations à long terme détenues pendant 90 jours. Serletis répond que tous les taux de rendement utilisés dans l'étude sont corrigés en fonction du risque et que le taux de référence est le taux maximal au cours de la période considérée.

Bibliographie

- Friedman, M. et A. J. Schwartz (1970). *Monetary Statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods*, Studies in Business Cycles n° 20, New York, National Bureau of Economic Research.
- Phillips, P. C. B. (1998). « Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs », *Journal of Econometrics*, vol. 83, n°s 1-2, p. 21-56.
- Serletis, A. et Z. Koustas (1998). « International Evidence on the Neutrality of Money », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 30, n° 1, p. 1-25.

