

Estimation d'une fonction de demande de monnaie pour la zone euro : une synthèse des résultats

Cet article propose une synthèse des résultats des estimations d'une fonction de demande de monnaie de la zone euro dans le cadre d'un système multivarié. Une relation de long terme pouvant s'identifier à une fonction de demande de monnaie est tirée de cette analyse. Plus précisément, conformément à la théorie quantitative de la monnaie, la fonction de demande de monnaie de la zone peut être écrite sous la forme d'une équation de vitesse de circulation de la monnaie dans laquelle la variable d'inflation n'apparaît pas.

Outre la significativité des paramètres de taux d'intérêt, on note la présence d'un fort effet « revenu ». Même si l'hypothèse d'élasticité unitaire du PIB est acceptée, son interprétation doit être nuancée car les choix des données et de la période d'estimation sont déterminants dans l'orientation des conclusions, comme le montrent les comparaisons de ces résultats avec ceux d'autres études récentes, effectuées notamment à la Banque centrale européenne (BCE).

La relation de long terme sert de base à une évaluation de l'écart d'encaisses réelles qui indique un excès de liquidité sur la période récente.

Cette note de synthèse reprend les principaux résultats des travaux réalisés dans le cadre du réseau « Conditions monétaires et demande de monnaie ». Les résultats détaillés relatifs à chacune des parties ont fait l'objet de notes spécifiques citées en référence de cette synthèse. L'étude est structurée en six parties : les modèles, les données, les résultats, une comparaison avec d'autres travaux, une mesure de l'écart d'encaisses réelles, mettant en évidence un excès de liquidité sur la période récente, et les conclusions.

Sanvi AVOUYI-DOVI
Awa DIOP ¹
Elisabeth-Claire FONTENY
Emmanuel GERVAIS
Pascal JACQUINOT
Jean-Stéphane MÉSONNIER
Jean-Guillaume SAHUC

Réseau « Conditions monétaires et demande de monnaie »

NB : Le réseau « Conditions monétaires et demande de monnaie » est un groupe de travail, interne à la Banque de France, rassemblant des experts rattachés à différentes unités administratives.

¹ Stagiaire de longue durée au Centre de Recherche de la Direction générale des Études et des Relations internationales au moment de l'étude

1. Les modèles

1.1. Le modèle de base

La fonction de demande de monnaie retenue dans les études empiriques s'écrit sous la forme générale suivante (Ericsson, 1999) :

$$\frac{M}{P} = g(Y, R)$$

où M désigne l'agrégat monétaire en termes nominaux, P représente un déflateur, Y est un vecteur de variables d'échelle en termes réels (revenu, transactions, richesse, etc.) et R est un vecteur de coûts d'opportunité (taux alternatifs au taux de rendement de la monnaie, écarts de taux, etc.). Cette forme de la fonction de demande de monnaie se réfère à la fois à l'approche par les transactions et à celle par le motif de spéculation. Plusieurs spécifications découlent de la fonction précédente, mais la plus fréquemment utilisée dans les études empiriques est la forme semi-logarithmique linéaire :

$$m_t - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t - \alpha_2 R_t + \varepsilon_t$$

où les variables en minuscules représentent les logarithmes des variables précédentes ; α_1 et α_2 sont des paramètres inconnus supposés positifs et ε_t un terme d'erreur.

Une variante de la spécification précédente, tirée de la maximisation d'une fonction d'utilité intertemporelle, a été proposée par Stracca (2001) qui obtient l'équation suivante :

$$m_t - p_t = k + \phi_1 c_t - \phi_2 (R_t^w - R_t^m) + \varepsilon_t$$

avec c_t , R_t^w et R_t^m représentant, respectivement, le logarithme de la consommation, le rendement des placements alternatifs et le rendement de la monnaie ($R_t^w > R_t^m$). Les paramètres inconnus ϕ_i sont supposés positifs. Pour l'estimation de la demande de M1 dans la zone euro, Stracca (2001) a repris, en l'amendant, la fonction de demande de monnaie proposée par Ashworth et Evans (1998) et qui s'écrit :

$$m_t - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 (R_t^w - R_t^m)^{-1} + \varepsilon_t$$

Cette dernière approche se distingue des deux précédentes, entre autres, par la non-linéarité introduite *via* l'inverse du coût d'opportunité. D'autres spécifications, notamment celle désignée sous le terme de double logarithmique (voir l'expression ci-dessous) sont également disponibles et parfois utilisées :

$$m_t - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t - \alpha_2 r_t + \varepsilon_t$$

Lorsque $\alpha_1 = 1$, la relation s'interprète comme une équation de vitesse de circulation de la monnaie.

1.2. Le choix des variables des modèles

1.2.1. L'agrégat monétaire

Le choix de la mesure de l'agrégat monétaire est une conséquence des *a priori* théoriques (Goldfeld et Sichel, 1990 ; Sriram, 1999) : pour une approche en termes de portefeuille, on privilégie, en général, les agrégats larges ; dans une analyse de la fonction d'intermédiaire des transactions, on retient plutôt un agrégat étroit. Toutefois, c'est l'agrégat large M3, qui est le plus souvent retenu (Brand et Cassola, 2000 ; Dedola et *alii*, 2000 ; Calza et *alii*, 2001 ; Coenen et Vega, 2001 ; Golinelli et Pastorello, 2001 ; Guéné, 2001). Il en est de même pour l'Union européenne ou pour les pays participants à l'UEM (Fase et Winder, 1999 ; Bordes et *alii*, 2001 ; Lütkepohl et *alii*, 1996 ; Beyer, 1998 ; Hubrich, 1999 ; Lütkepohl et Wolters, 1999 ; Goux, 2000 ; Muscatelli et Spinelli, 2000)².

En revanche, les modèles de demande de monnaie pour M1 estimés pour les pays européens sont rares (Stracca, 2001) alors qu'ils sont souvent appliqués outre-Atlantique (Goldfeld, 1973 ; Boorman, 1976 ; Judd et Scadding, 1982, et Baba et *alii*, 1992). Par ailleurs, l'agrégat intermédiaire M2 est très rarement retenu comme variable expliquée (Artis et *alii*, 1992 ou Monticelli et Strauss-Kahn, 1993).

On peut également mentionner l'existence de travaux fondés sur des agrégats rendant mieux compte de la plus ou moins grande liquidité des diverses composantes de la monnaie (agrégats Divisia, par exemple, Fase et Winder, 1994 ; Fase, 1996). Le choix effectué dans cette étude, celui de M3, s'inscrit plutôt dans la lignée des études empiriques récentes portant sur la zone euro.

1.2.2. Le déflateur

La plupart des travaux récents, sauf notamment Dedola et *alii* (2000) ou Artis et *alii* (1992), retiennent le déflateur du PIB au lieu d'un indice de prix à la consommation comme l'IPCH. De la sorte, c'est le prix du PIB qui sert, à la fois, de déflateur de M3 et de base au calcul de l'inflation. C'est le choix qui est également fait dans cette étude.

1.2.3. La variable d'échelle

Le PIB est la variable d'échelle la plus courante dans les études empiriques, en dépit de ses lacunes connues, notamment les non-prises en compte des transactions intermédiaires et financières, ainsi que des transferts, ou la prise en compte de facteurs ne donnant pas lieu à des transactions (Judd et Scadding, 1982 ; Goldfeld et Sichel, 1990). D'autres variables d'échelle (en flux) ont également été proposées (PNB, consommation, etc.), mais elles ont aussi un caractère partiel. Dans ce domaine, la seule alternative est constituée par des variables de stock (richesse ou revenu permanent, etc.), mais elles ne sont pas toujours aisées à évaluer. Fase et

² Par contraste, dans des contributions souvent plus anciennes, certains auteurs effectuent sur données nationales une modélisation pour chacun des agrégats M1, M2 et M3 (Bordes et Strauss-Kahn, 1989, pour la France ; Ripatti, 1994, pour la Finlande) avant de privilégier une de ces mesures. Pour une revue de modèles européens nationaux de demande de monnaie M3, on pourra se reporter à Browne *et alii* (1997).

Winder (1999), par exemple, mettent en évidence une influence significative de la richesse sur la demande de M2 et de M3, mais pas sur M1. En contraignant à un la somme des élasticités revenu et richesse dans leur équation de demande de M3 pour l'UEM, ils obtiennent une élasticité de l'ordre de 2/3 pour le revenu et de 1/3 pour la richesse³. Toutefois, c'est le PIB qui demeure la variable d'échelle la plus largement utilisée, en raison de sa plus grande accessibilité.

1.2.4. Le coût d'opportunité

Le coût d'opportunité de la détention d'encaisses monétaires est composé de deux éléments dont les choix sont liés aux sous-jacents théoriques (Sriram, 1999). Il s'agit du taux représentant le rendement d'un actif alternatif à la monnaie et du taux de rendement intrinsèque de la monnaie. Ainsi, l'hypothèse de la nullité du coefficient du taux de rendement intrinsèque est parfois acceptée pour M1 — Ball (2001) l'accepte, tandis que Stracca (2001) la rejette —, mais elle semble excessive pour M3. Toutefois, de nombreux auteurs retiennent un seul taux d'intérêt dans leur équation de demande de monnaie de long terme. C'est notamment le cas dans plusieurs études consacrées à l'Union européenne ou à la zone euro (Fagan et Henry, 1999 ; Brand et Cassola, 2000).

1.2.5. Les autres variables explicatives

L'inflation apparaît comme une variable explicative potentielle de la demande de monnaie. Toutefois, elle ne fait pas l'unanimité quant à la pertinence de sa sélection comme facteur explicatif intervenant dans la relation de long terme : Guéné (2001) et Coenen et Vega (2001) la retiennent dans l'ensemble de leurs variables explicatives, tandis que Golinelli et Pastorello (2001) l'en éliminent. En outre, dans le cadre d'une analyse de l'agrégat étroit, des tentatives de prise en compte de l'innovation financière ont été opérées (Goldfeld et Sichel, 1990 ; Henry et Sicsic, 1994 ; Ireland, 1995). Leur transposition au cas d'une demande de monnaie M3 n'est pas aisée. Nous y avons renoncé ici. Notons enfin que l'attention se porte parfois, dans une perspective de choix de portefeuilles internationaux, sur un éventuel impact de la mobilité internationale des capitaux sur la demande de monnaie. Ceci peut se traduire par l'introduction d'un taux de change effectif ou par la prise en compte des prix des actifs dans l'équation (McNown et Wallace, 1992 ; Arize et Shwiff, 1993 ; Ericsson et Sharma, 1998). Il nous a paru prématuré de retenir cette option dans cette étude.

Finalement, c'est la spécification la plus générale de la fonction de demande de monnaie qui est privilégiée ici. On retient, outre le PIB réel et l'inflation, le taux de rendement intrinsèque de M3 (variable retenue dans les travaux empiriques les plus récents), le taux d'intérêt à 3 mois et le taux d'intérêt à 10 ans des obligations d'État. Cette spécification générale permet de tester, entre autres, l'égalité ou la nullité des coefficients des coûts d'opportunité de manière directe.

³ En estimant une équation de demande de monnaie pour l'Allemagne réunifiée, Gerdesmeier (1996) obtient également une relation de long terme stable avec un effet significatif pour la richesse.

2. Les données

2.1. Le choix des données

Analyser un comportement sur une zone monétaire exige une réponse à la question suivante : doit-on travailler sur des séries agrégées correspondant à l'entité globale ou agréger les équations individuelles estimées sur chacun des pays membres de la zone ? Deux problèmes sont alors à prendre en compte (Dedola et *alii*, 2000) : celui provenant d'un biais d'agrégation, qui résulte des conditions d'agrégation, et celui correspondant à un biais de spécification, qui pénalise les équations par pays lorsqu'il y a substitution entre devises au sein de la zone.

Dans un cadre général, Pesaran et Smith (1995) montrent que les estimations de modèles dynamiques appliqués aux séries agrégées ne sont pas satisfaisantes. En conséquence, ils préconisent de retenir la moyenne des estimateurs individuels comme les estimateurs du modèle de l'ensemble de la zone. Il n'est, cependant, pas certain que ce diagnostic général s'applique dans le cas des équations de demande de monnaie. Dedola et *alii* (2000) ont montré que les équations par pays peuvent contenir une information pertinente pour la politique monétaire. Ainsi, en cas d'absence de substitution entre devises, l'agrégation d'équations estimées séparément par pays peut être souhaitée. Par ailleurs, selon ces mêmes auteurs, la dynamique résultant de cette agrégation est très proche de celle du modèle estimé sur séries agrégées.

Les auteurs de cet article ont néanmoins opté pour le modèle estimé sur des données agrégées de la zone, suivant en cela les conclusions de Monticelli et Papi (1996) ou Fagan et Henry (1999) dont les travaux consacrés à la zone euro concluent, en général, à l'absence de biais d'agrégation, les erreurs de prévision du modèle agrégé étant inférieures à celles correspondant aux équations par pays. En outre, nous avons retenu des données trimestrielles, disponibles depuis le premier trimestre 1980.

2.2. Les données de la sphère réelle

Deux sources de données sont disponibles : l'une venant de la BCE⁴, l'autre disponible sur le site de Beyer, Doornik et Hendry (BDH, Beyer et *alii*, 2001). La spécificité des séries BDH vient, entre autres, de leur mode de rétropolation (Diop et *alii*, 2002). C'est le PIB réel de la source BDH qui a été privilégié, en raison de son mode de construction (agrégation avec des pondérations variables) et de la longueur de sa période de disponibilité, les séries BCE ne commençant que depuis 1990 (contre 1980 pour BDH). Le taux d'inflation (également de source BDH) a été calculé comme la différence première du logarithme du déflateur du PIB. Ces séries sont corrigées des variations saisonnières (cvs). Au-delà du deuxième trimestre 1998, les valeurs du PIB et du déflateur du PIB sont celles données respectivement par Eurostat et la BCE.

⁴ Les variables réelles sont de source Eurostat, mais la BCE a retraité en particulier le déflateur du PIB.

2.3. Les données monétaires et financières

La BCE a proposé plusieurs séries de M3 se distinguant selon la nature du retraitement réalisé : corrections liées à la réunification allemande, aux titres négociables détenus par les non-résidents, etc. (BCE, 2001, et 2003). La série utilisée est celle, cvs, publiée par la BCE depuis la fin novembre 2001, de laquelle sont exclus les placements des non-résidents en titres courts émis par les institutions financières et monétaires (IFM), c'est-à-dire les parts d'OPCVM monétaires, les titres de créances d'une durée inférieure ou égale à deux ans et les certificats de dépôts. L'agrégat M3 est disponible en fréquence mensuelle depuis janvier 1980 et a été trimestrialisé en prenant la valeur moyenne des encours mensuels sur un trimestre.

Les séries de PIB et de déflateur présentent une rupture au premier trimestre 2001, due à l'intégration de la Grèce. Si cette rupture s'explique aisément pour le PIB, l'évolution du déflateur est, en revanche, plus difficile à justifier. L'agrégat M3 connaît la même rupture car la BCE a corrigé le flux, mais pas l'encours.

Les taux d'intérêt de court et long termes fournis par la BCE (2003) débutent en janvier 1994. Ils sont trimestrialisés en prenant la valeur moyenne des taux sur un trimestre puis rétopolés grâce aux taux calculés par Brand et Cassola (2000), Calza et alii (2001) et Stracca (2001). Ces derniers sont mesurés comme des moyennes des taux de la zone euro, à 11 pays membres, en utilisant les pondérations du PIB à la parité du pouvoir d'achat (PPA, base 1995).

Le taux intrinsèque a été calculé à la Banque (Diop et alii, 2002). Il est défini comme la moyenne, pondérée par les encours, du rendement des composantes de M3 (billets en circulation, dépôts à terme d'une durée initiale inférieure à deux ans, dépôts remboursables avec un préavis inférieur à trois mois, pensions, certificats de dépôts, parts d'OPCVM monétaires, titres de créances négociables d'une durée initiale inférieure à deux ans, voir premier encadré).

Point sur les facteurs pris en compte dans le calcul du taux intrinsèque

Pour les taux créditeurs, des informations harmonisées, dans des conditions comparables à celles du bilan monétaire au niveau de la zone euro, ne seront disponibles qu'à compter de la date de mise en œuvre du règlement de la BCE sur les taux d'intérêt (début 2003). Pour l'heure, la BCE se fonde sur les travaux réalisés en 1998 sous l'égide du Comité des Statistiques (STC) de l'Eurosystème, qui ont permis de définir des procédures assurant une homogénéité minimale des informations transmises mensuellement à la BCE en ayant recours aux statistiques existantes dans les banques centrales nationales (BCN) et, le cas échéant, à des estimations. Les rendements des produits suivants sont disponibles :

- dépôts à vue ;*
- dépôts remboursables avec un préavis inférieur ou égal à trois mois ;*
- dépôts à terme d'une durée initiale inférieure à deux ans.*

Ces taux correspondent à la moyenne pondérée des taux déclarés par les BCN avec des poids correspondant à ceux des IFM de chacun des pays dans le total de la zone. Toutefois, ils ne sont disponibles qu'à compter de l'échéance de janvier 1990 et ne couvrent pas tous les pays.

.../...

.../...

Un travail d'estimation est donc nécessaire pour combler les lacunes du dispositif statistique. Calza et alii (2001) procèdent de la manière suivante :

- pour les instruments inclus dans M3-M2, les taux d'intérêt à trois mois du marché monétaire sont supposés être représentatifs des rendements.
- le taux de rendement interne de M3 pour la période 1980-1990 correspond à la moyenne pondérée des rendements des contributions nationales de la France, de l'Allemagne, de l'Italie et de l'Espagne, calculés à partir des informations de la base de données de la Banque des règlements internationaux (BRI) (ci-après dénommé taux de M3 source BRI). Les poids sont dérivés de la part de chaque pays dans le panier de devises incluses dans l'ECU. En conséquence, le poids de l'Espagne est considéré comme nul pour les échéances antérieures à son entrée dans le mécanisme de change européen en octobre 1989. Le taux de M3 source BRI présente, après 1990, un profil identique à celui du taux de M3 source BCE, mais avec une différence en niveau. Ce taux BRI est multiplié par un coefficient égal au rapport entre cette série et le taux BCE du début 1990.

Il a été jugé utile d'amender la méthode exposée ci-dessus sur les points suivants :

- l'examen des données disponibles sur l'évolution des rendements des OPCVM monétaires montre que, au moins en France, il existe un décalage entre l'évolution de ces rendements et celle des taux de marché. On a donc préféré affecter leur véritable rendement aux encours de parts d'OPCVM françaises ;
- il paraît excessif de retenir une méthode de pondération qui aboutit à exclure un pays de l'importance de l'Espagne pour la plus grande partie de la période antérieure à 1990. Par ailleurs, l'utilisation d'une structure de pondération différente de celle employée implicitement pour M3 est de nature à induire des effets difficiles à cerner. En conséquence, la structure de poids de M3 a été appliquée pour l'ensemble de la période (encours brut corrigé des placements des non-résidents en titres inclus dans M3-M2) ;
- on trouve dans les bases de la BCE, au moins pour la France, l'Allemagne et l'Espagne, des séries de taux des dépôts à vue, des dépôts à terme à moins de deux ans et des dépôts remboursables avec un préavis inférieur à trois mois au format défini en 1998 par le Système européen de banques centrales (SEBC) qui commencent sinon en 1980 du moins entre 1980 et 1990. Ces séries ont été rétopolées jusqu'au début de 1980 à partir des données de la BRI. Pour l'Italie, la reconstitution s'applique avant 1995, toujours à partir de la base BRI.

Entre 1990 et 2002, le taux intrinsèque de M3, calculé comme la moyenne des taux des contributions à M3 des quatre plus grands pays de la zone euro (France, Italie, Espagne, Allemagne) et rétopolé par le réseau, est très proche de celui retenu par la BCE pour l'ensemble de la zone (moyenne des écarts égale à trois points de base avec un écart type de dix points de base). Par ailleurs, l'évaluation retenue présente l'avantage de commencer en 1980.

3. Les résultats empiriques

3.1. Bref point méthodologique

On a de plus en plus recours à l'utilisation combinée des modèles à correction d'erreur et de la cointégration pour étudier la fonction de demande de monnaie (Avouyi-Dovi et alii, 2002a). Comme on l'a déjà signalé, l'équation de demande de monnaie peut être écrite en univarié sous une forme semi-logarithmique :

$$m_t - p_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 rown_t + \gamma_3 rct_t + \gamma_4 rlt_t + \gamma_5 \pi_t + \varepsilon_t$$

où m_t est le logarithme du stock de monnaie à la période t , p_t le logarithme du déflateur d'une composante de la demande ou du PIB, y_t le logarithme du PIB réel, $rown_t$, rct_t et rlt_t sont respectivement le taux d'intérêt intrinsèque, les taux d'intérêt nominal de court et long termes, et enfin ε_t un terme d'erreur. Les γ_i sont les paramètres à estimer ($\gamma_1 > 0$, $\gamma_2 < 0$, $\gamma_3 < 0$, $\gamma_4 < 0$, $\gamma_5 < 0$).

Dans les développements les plus récents, le modèle prend la forme d'un système, le modèle vectoriel à correction d'erreur (*Vectorial Error Correction Mechanism*, VECM), dans lequel on teste le nombre de relations structurelles entre les différentes variables du modèle. Sur la base de la précédente représentation, ce système s'écrit :

$$\Delta \begin{pmatrix} m_t - p_t \\ y_t \\ rown_t \\ rct_t \\ rlt_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \Gamma_1 \Delta \begin{pmatrix} m_{t-1} - p_{t-1} \\ y_{t-1} \\ rown_{t-1} \\ rct_{t-1} \\ rlt_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \Gamma_p \Delta \begin{pmatrix} m_{t-p} - p_{t-p} \\ y_{t-p} \\ rown_{t-p} \\ rct_{t-p} \\ rlt_{t-p} \\ \pi_{t-p} \end{pmatrix} + BA' \begin{pmatrix} m_{t-1} - p_{t-1} \\ y_{t-1} \\ rown_{t-1} \\ rct_{t-1} \\ rlt_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t$$

On note que, dans certaines études, un écart de taux remplace deux taux d'intérêt et que le taux de référence de la politique monétaire peut être le taux intrinsèque (Stracca, 2001 ; Calza et alii, 2001) ou le taux d'intérêt à court terme de marché (Coenen et Vega, 2001 ; Brand et Cassola, 2000).

C'est la procédure de Johansen qui est mise en œuvre pour tester la présence et le nombre de relations de cointégration du système (voir second encadré). Pour ce qui concerne la zone euro, il n'y a pas de consensus sur le nombre de relations de cointégration tirées du système précédent : Brand et Cassola (2000) ainsi que Coenen et Vega (2001) retiennent trois relations de cointégration tandis que Calza et alii (2001) n'en identifient qu'une seule. Par ailleurs, on peut effectuer des tests additionnels de restrictions, par exemple tester l'hypothèse d'une valeur unitaire de l'élasticité de la demande de monnaie au revenu, ce qui permet d'écrire la fonction de demande de monnaie comme une équation de vitesse de circulation. Rappelons que dans la spécification retenue (séparation des motifs de transaction et de spéculation), cette hypothèse correspond au cadre d'analyse de la théorie quantitative de la monnaie.

3.2. Estimations et simulations

Les performances moyennes des estimations effectuées dans un cadre univarié, notamment en simulations, ont conduit à privilégier ici la seule approche multivariée (Avouyi-Dovi et alii, 2002b). En outre, ce cadre permet de pallier la description incomplète de la dynamique inhérente à l'approche univariée et de tester par exemple la contrainte à l'unité de l'élasticité de la demande de monnaie au revenu. C'est une analyse multivariée de type VECM qui est mise en œuvre. La méthode d'estimation est celle de Johansen, présentée dans le second encadré.

Méthode de Johansen

Le VAR (Vector Auto-Regression) est une extension à plusieurs variables (multivariée) de l'approche développée par Box et Jenkins. Chaque variable est expliquée non seulement par son propre passé comme dans le cas d'un AR traditionnel, mais également par le passé des autres variables du système. Un VAR d'ordre p appliqué au cas d'un système de dimension n s'écrit :

$$Z_t = \Phi_1 Z_{t-1} + \Phi_2 Z_{t-2} + \dots + \Phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\text{avec } Z_t = \begin{pmatrix} Z_t^1 \\ Z_t^2 \\ \vdots \\ Z_t^n \end{pmatrix}; \Phi_i = \begin{pmatrix} \Phi_{1,1}^i & \Phi_{1,2}^i & \dots & \Phi_{1,n}^i \\ \Phi_{2,1}^i & \dots & \dots & \vdots \\ \vdots & \dots & \dots & \vdots \\ \Phi_{n,1}^i & \dots & \dots & \Phi_{n,n}^i \end{pmatrix}; \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \vdots \\ \varepsilon_t^n \end{pmatrix}.$$

Du point de vue de l'analyse économique, le principal défaut du VAR est son caractère « boîte noire », c'est-à-dire l'absence de relation explicite entre ses composantes : il s'agit plutôt d'un outil de prévision. La méthode de Johansen (1988, 1991) permet de tester l'existence et le nombre de relations de cointégration entre les variables du système. En cas de cointégration, les combinaisons linéaires stables entre les variables cointégrées sont représentées par la forme $A'z_t$ où A' est une matrice de dimension (r, n) contenant les r relations de cointégration. Chaque colonne de A correspond à un vecteur cointégrant. Par ailleurs, après reparamétrisation, tout VAR peut être réécrit :

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta Z_{t-p} + \Gamma_0 Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Si une ou plusieurs relations de cointégration sont présentes dans ce VAR, ce dernier s'écrit donc :

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta Z_{t-p} + BA'Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

où B est la matrice des coefficients des termes à correction d'erreur, soit encore :

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta Z_{t-p} + Bw_{t-1} + \varepsilon_t$$

c'est-à-dire la représentation multivariée à correction d'erreur (VECM) où $w_t \equiv A' z_{t-1}$ est la matrice des écarts des variables à leurs cibles ou plus généralement :

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta Z_{t-p} + Bw_{t-1} + \Psi \xi_t + \varepsilon_t$$

avec ξ_t un vecteur de variables exogènes.

.../...

.../...

La procédure de Johansen consiste à tester si le VAR peut être mis sous la forme précédente, c'est-à-dire à tester si la matrice Γ_0 peut être décomposée sous la forme BA' avec B et A représentant respectivement les matrices des vitesses d'ajustement et des vecteurs cointégrants. La dimension de A' indique le nombre de relations de long terme dans le système ($0 \leq r \leq n$). L'absence de relations stables (Γ_0 est une matrice nulle ou $r = 0$) indique que le VAR doit être écrit en différence (sans long terme). De même, lorsqu'il y a autant de relations stables que de variables (Γ_0 est une matrice de plein rang ou $r = n$), toutes les variables sont stationnaires et le VAR s'écrit en niveau. Cette méthode permet de tester la présence de plusieurs relations de cointégration. La méthode de Johansen est, avant tout, une méthode d'estimation (maximum de vraisemblance à information complète) et, contrairement au cas univarié, permet de tester des contraintes de long terme : tests sur les vitesses d'ajustement (sur la matrice B) ou tests sur les paramètres de la relation de cointégration (sur la matrice A').

De ce fait, outre l'analyse des propriétés des séries (tests de stationnarité), l'étude empirique présentée dans cette synthèse actualise les résultats de l'approche multivariée. La démarche retenue suit trois étapes : la recherche de relations de long terme (tests de cointégration), l'estimation du modèle dynamique de court terme et les simulations des relations.

3.2.1. L'étude des propriétés statistiques

De l'étude de la stationnarité des séries réalisée grâce aux tests de Dickey et Fuller (DF) ou de Dickey Fuller augmenté (ADF), résumée dans le tableau 1 (période 1987 : 1- 2002 : 1), on déduit que l'ensemble des variables sont intégrées d'ordre un. Dans le cas de l'inflation, la faible puissance des tests ne permet pas de savoir de manière précise si elle est stationnaire autour d'une tendance ou I(1). Dans la suite de l'étude, elle est supposée I(1).

Tableau 1

Propriétés statistiques des séries

Séries	Ordres d'intégration	Statistiques de test
m_t	$I(1) + t$	- 5,306 [ADF]
y_t	$I(1) + t$	- 5,379 [ADF]
$rown_t$	$I(1)$	- 3,707 [ADF(4)]
rct_t	$I(1)$	- 4,626 [ADF]
rlt_t	$I(1)$	- 4,340 [ADF(3)]
π_t	$I(0) + c + t$	- 4,044 [ADF]

t : Tendance
c : Constante

3.2.2. Relations de long terme et estimations

La période d'estimation a été définie de manière pragmatique sur la base d'un arbitrage entre la taille de l'échantillon et la qualité des ajustements⁵. Elle va du premier trimestre 1987 au premier trimestre 2002. Les critères d'information usuels, comme Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ), indiquent un nombre

⁵ Comme on le verra plus loin dans la quatrième partie, un écart important et difficile à interpréter (par manque d'information) apparaît, au début des années quatre-vingt, dans l'évolution des séries rétopolées (le déflateur du PIB par exemple) tirées des différentes sources. Les points correspondant à cette sous-période de l'échantillon ont donc été éliminés.

de retards compris entre un (HQ, SC) et quatre (AIC). Dans un souci de parcimonie, ce nombre est fixé à deux.

Le test de rapport de vraisemblance (voir tableau 2) indique la présence de deux relations de cointégration au seuil de 5 %. L'identification de chacune des relations s'effectue par des tests de contraintes sur les coefficients de long terme et sur les termes de rappel. La première relation de long terme représente ainsi une demande de monnaie alors que la seconde, qui relie taux d'intérêt de long terme et taux d'inflation, s'interprète comme une équation de Fisher : $\pi_t = \beta_0 + \beta_1 rlt_t$. Ces deux relations sont représentées sous des formes normalisées dans les tableaux 3 et 4⁶. Les résultats se situent entre ceux de Brand et Cassola (2000) et Coenen et Vega (2001) (3 relations) et celui de Calza et alii (2001) (1 relation), mais une modification sensible de la période d'estimation entraîne une augmentation du nombre de relations d'intégration (voir Avouyi-Dovi et alii, 2002b).

Tableau 2
Statistiques du test de la trace

Valeur propre	Rapport de vraisemblance	Valeur critique à 5 %	Valeur critique à 1 %	Nombre de relations de cointégration
0,527	112,98	102,14	111,01	Aucune **
0,334	77,31	76,07	84,45	Au plus 1 *
0,302	52,50	53,12	60,16	Au plus 2
0,195	30,54	34,91	41,07	Au plus 3
0,145	17,30	19,96	24,60	Au plus 4
0,120	7,77	9,24	12,97	Au plus 5

*, ** rejet de l'hypothèse aux seuils de, respectivement, 5 % et 1 %

Tableau 3
Équation de demande de monnaie

Variables	Coefficients
<i>cst</i>	1,297
<i>y_t</i>	1,000
<i>rown_t</i>	0,063
<i>rct_t</i>	- 0,039
<i>rlt_t</i>	- 0,020

Tableau 4
Relation de Fisher

Variables	Coefficients
<i>cst</i>	- 0,363
<i>rlt_t</i>	0,502

Test de restrictions (LR) : Chi-deux(12) = 15,875 [0,197]

L'élasticité unitaire du revenu à la demande de monnaie a également été testée. Contrairement aux résultats obtenus dans le cas univarié (Avouyi-Dovi et alii, 2002b), les tests permettent d'accepter, au seuil de 5 %, l'hypothèse d'une élasticité unitaire du PIB à la demande de monnaie. Notons que l'ensemble des contraintes est accepté autour de 20 %, niveau qui se situe dans la zone traditionnelle de non-rejet de ce type de tests. Les résultats obtenus dans le cadre multivarié apparaissent ainsi plus intéressants du point de vue tant économique que statistique : les hypothèses théoriques sous-jacentes ne sont pas rejetées par les données et la demande de monnaie peut donc être réécrite comme une équation de vitesse de circulation de la monnaie.

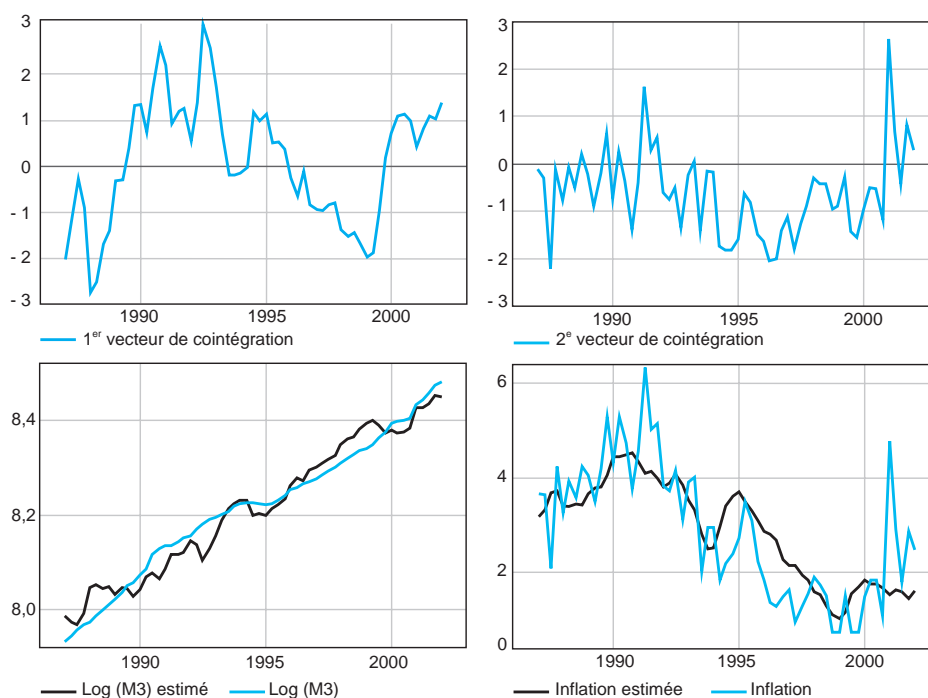
⁶ Les tests d'exogénéité (Avouyi-Dovi et alii, 2002a) ont été réalisés de manière standard en testant, dans un premier temps, l'exclusion jointe de tous les vecteurs de cointégration dans chacune des équations puis, dans un second temps, l'exclusion de chacun des vecteurs de cointégration individuellement dans chacune des équations.

Les ruptures majeures induites par la réunification de l'Allemagne et l'arrivée de la Grèce au sein de la zone euro ont été prises en compte par l'introduction de deux variables muettes à court terme (1990 : 3 et 2001 : 1). Les tests de diagnostic sur les propriétés des résidus conduisent à des résultats satisfaisants : l'hypothèse de normalité des résidus est acceptée ; on note une absence d'autocorrélation des résidus ; on accepte également l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus (voir l'annexe pour les estimations du modèle dynamique).

3.2.3. Simulations et prévisions

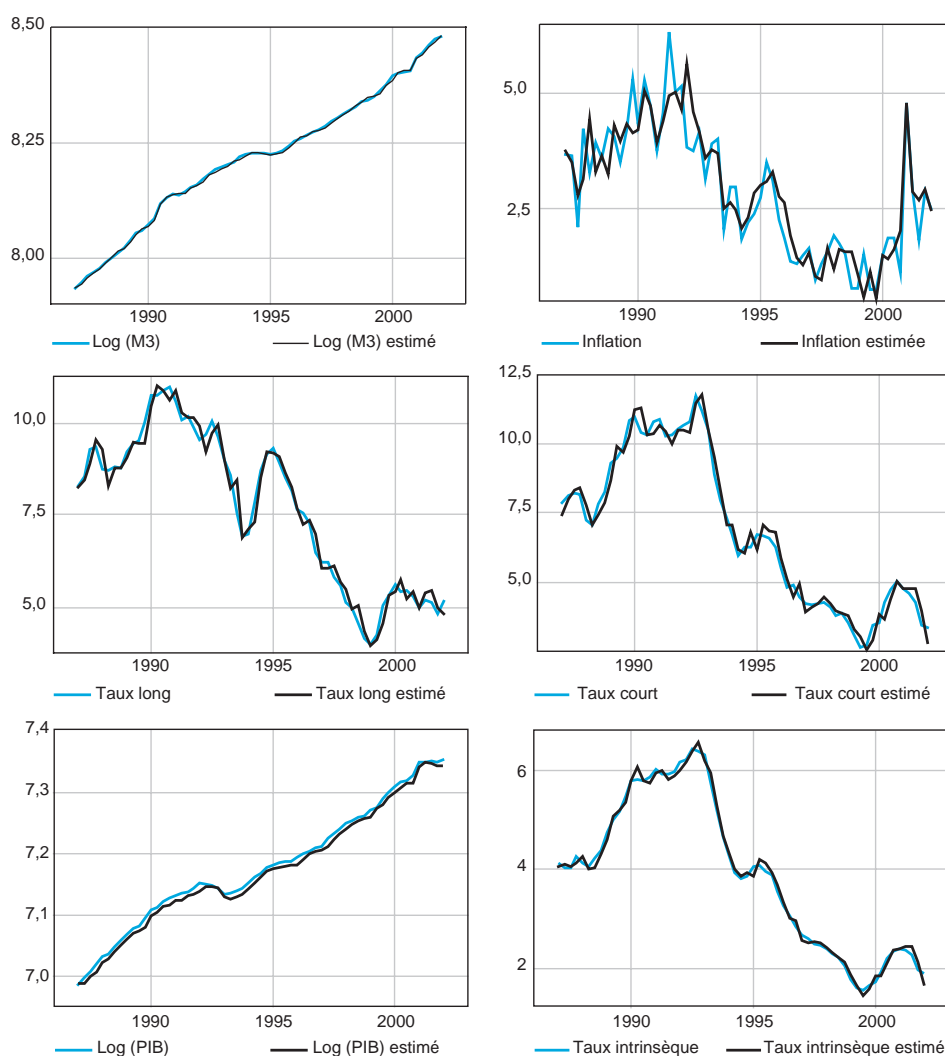
Selon les résultats des simulations dynamiques du modèle de long terme, présentés dans les deux derniers cadrans du graphique 1, les valeurs simulées de M3 semblent en phase avec ses valeurs observées. En revanche, la qualité de l'ajustement entre les inflations simulée et observée est de moins bonne qualité en fin de période. Ce mauvais résultat semble provenir de la présence d'un point atypique au début de l'année 2001. Les vecteurs de cointégration contraints obtenus par la procédure de Johansen (cadrans 1 et 2, graphique 1) indiquent les écarts plus ou moins marqués des variables endogènes observées (encaisses réelles et taux d'inflation) par rapport à leurs niveaux d'équilibre.

Graphique 1
Simulations dynamiques des relations de long terme

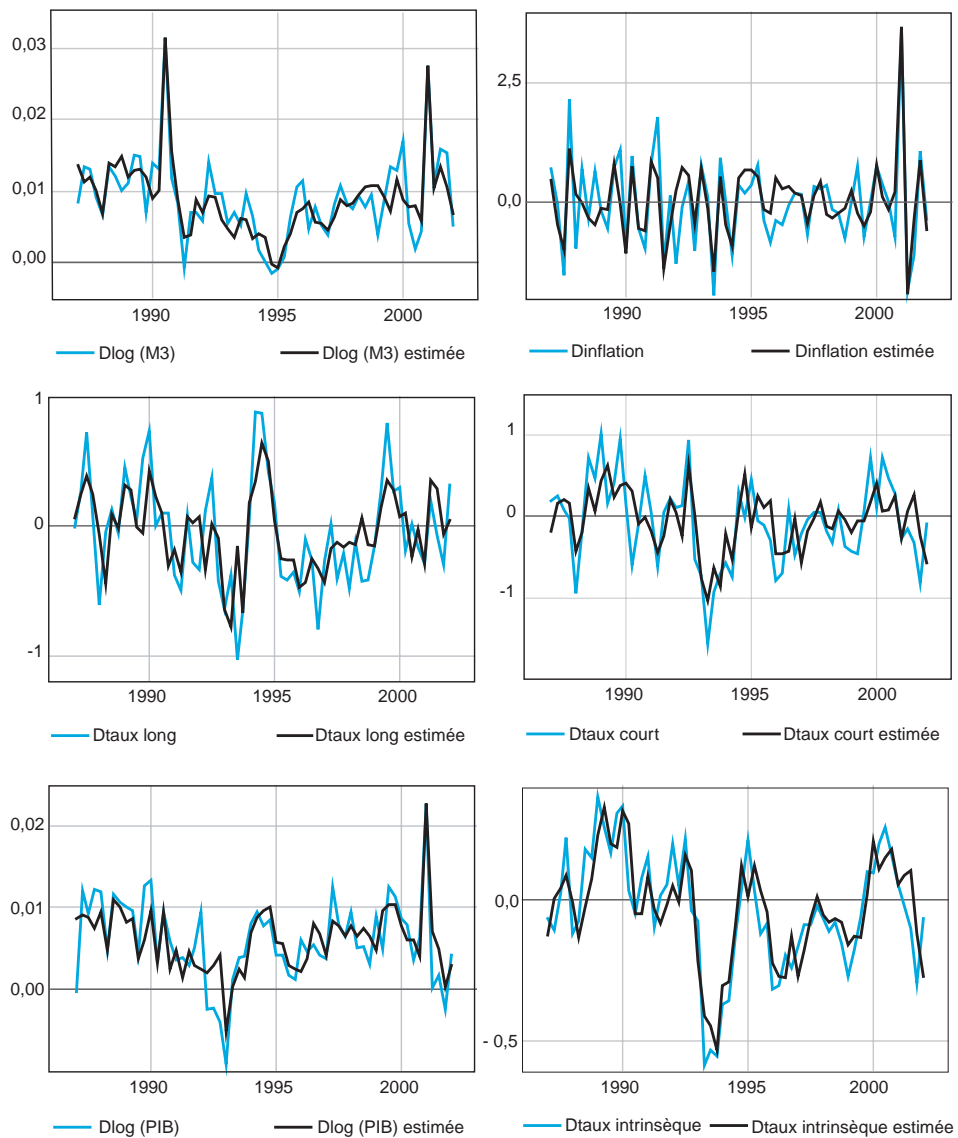


Les graphiques 2 et 3 décrivent respectivement les simulations dynamiques du modèle de court terme des variables en niveau et en différence. Celles-ci sont plutôt satisfaisantes. En effet, outre le fait que les variables simulées affichent les mêmes tendances que les variables observées, globalement, on ne note pas d'écart marqué entre les valeurs observées et simulées des agrégats.

Graphique 2
Simulations dynamiques de court terme
 (variables en niveau)

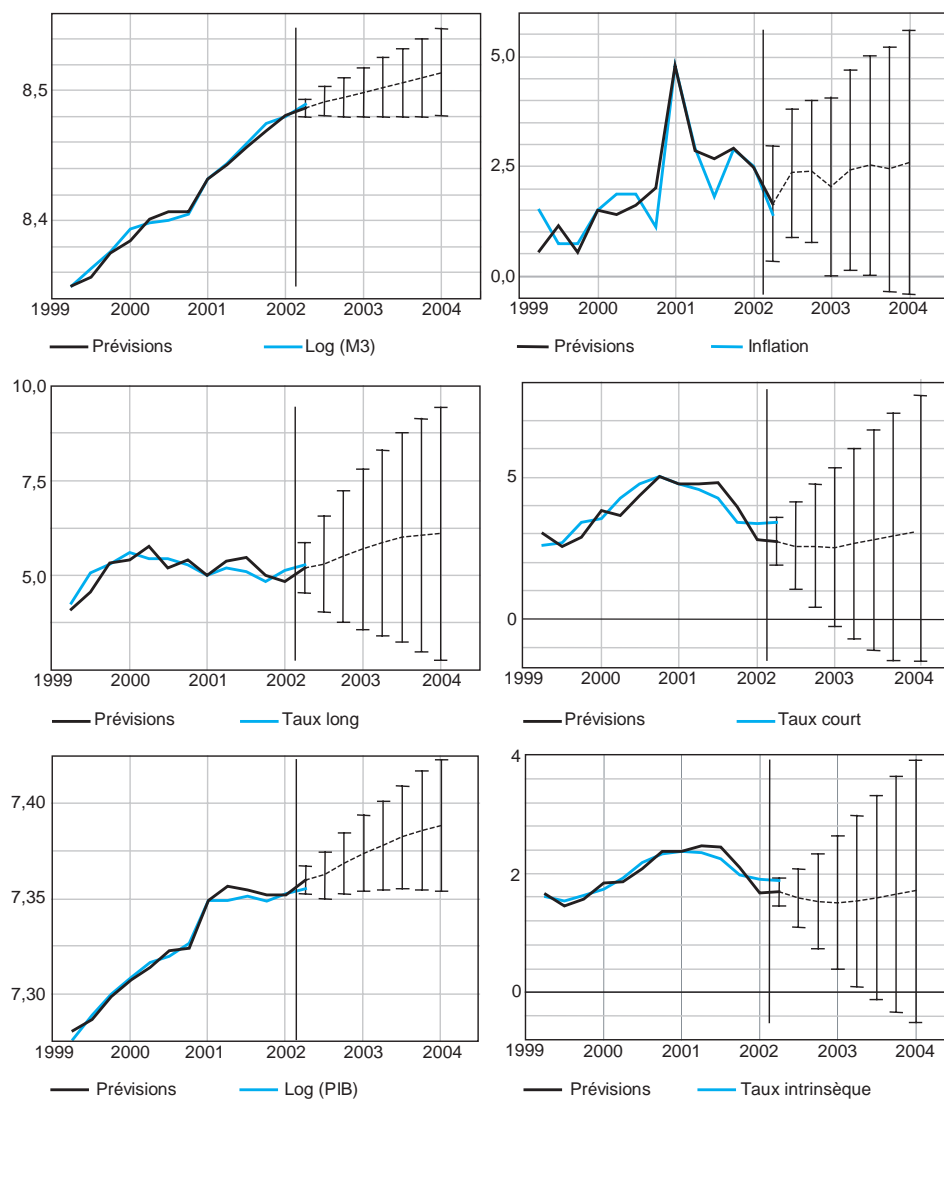


Graphique 3
Simulations dynamiques de court terme
 (variables en différence)

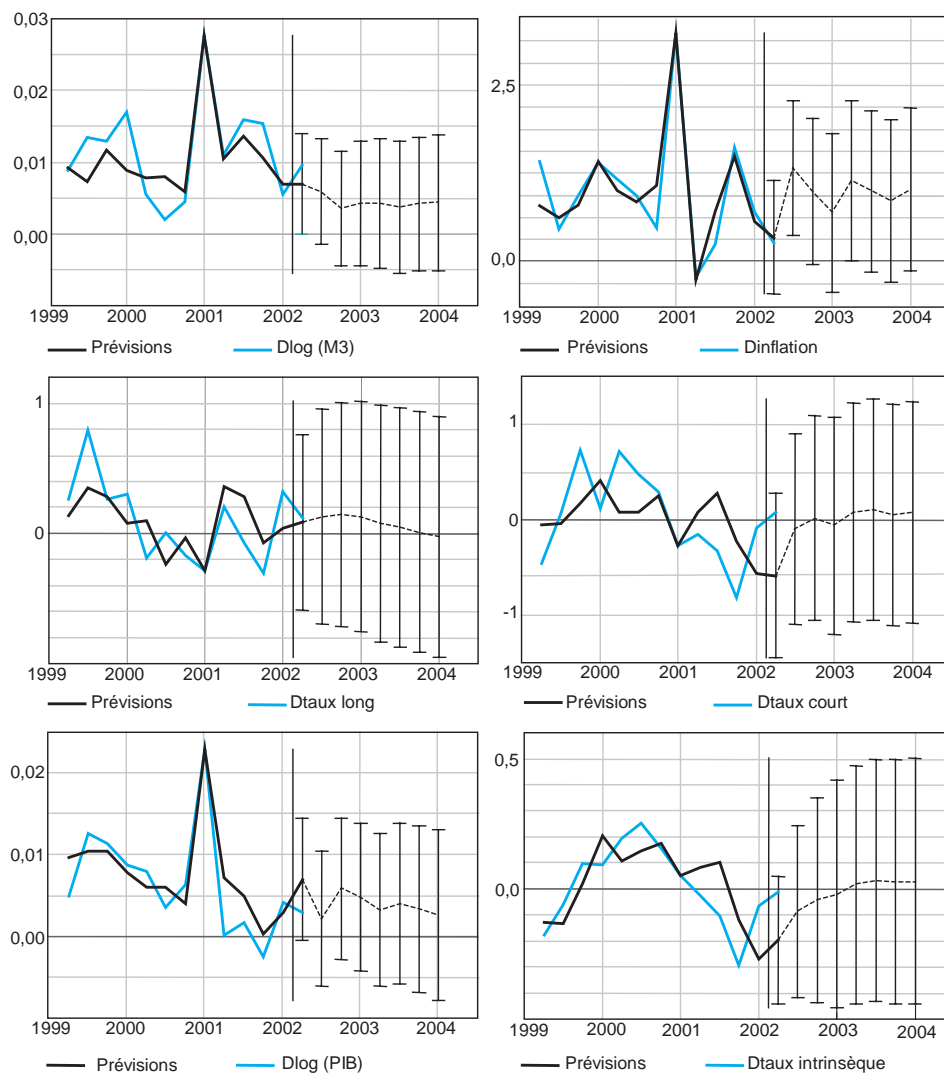


Les prévisions de demande de monnaie et du taux d'inflation sont résumées dans les graphiques 4 et 5 qui correspondent respectivement aux simulations hors échantillon des variables en niveau et en différence. Les prévisions sont, dans leur ensemble, satisfaisantes.

Graphique 4
Prévisions du VECM
 (variables en niveau)



Graphique 5
Prévisions du VECM
 (variables en différence)



4. Une comparaison des résultats

Les résultats harmonisés des différentes études (Brand et Cassola, 2000 ; Calza et alii, 2001 ; Coenen et Vega, 2001 ; Gerlach et Svensson, 2001) menées sur la demande de monnaie au sein de la zone euro sont synthétisés dans le tableau 5⁷.

Tableau 5

Équation de long terme de demande de monnaie

Auteurs	Périodes	y_t	$rown_t$	rct_t	rlt_t	$rct_t - rown_t$	$rlt_t - rct_t$	π_t
BC	1980 : 1 – 1999 : 3	1,331			- 0,0040			
CGL	1980 : 1 – 1999 : 4	1,336				- 0,0086		
CV (a)	1980 : 4 – 1998 : 4	1,125					- 0,0087 – 0,0151	
GS (a)	1981 : 1 – 1998 : 4	1,510					0,0156	
BdF	1987 : 1 – 2002 : 1	1,000	0,063	- 0,039	- 0,020			

BC : Brand et Cassola

CGL : Calza et alii

CV : Coenen et Vega

GS : Gerlach et Svensson

(a) Analyse univariée

À la différence des résultats de cette étude, l'élasticité du revenu à la demande de monnaie est significativement supérieure à 1 dans les études citées dans le précédent tableau. Elle est comprise entre 1,1 (Coenen et Vega, 2001) et 1,5 (Gerlach et Svensson, 2001). En revanche, les coefficients portant sur les taux d'intérêt sont, environ, cinq fois moins importants que ceux issus des estimations présentées ici. Cette différence semble provenir des périodes d'estimation et des variables retenues dans les différentes études. En effet, une estimation des modèles présentés dans le tableau 5, sur la période retenue ici et avec les variables retenues par les différents auteurs, conduit à des coefficients similaires aux nôtres hormis l'élasticité au revenu qui demeure supérieure à 1.

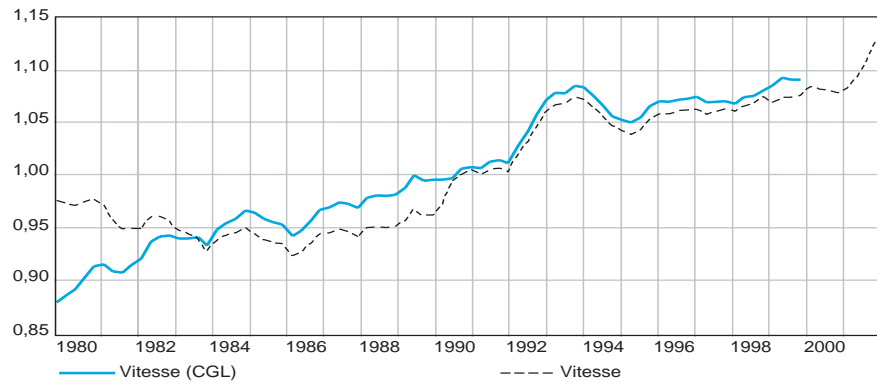
Comme l'illustre le graphique 6, l'écart entre la masse monétaire réelle M3 utilisée dans cette étude et celle de Calza et alii (2001) (normée par le PIB) est particulièrement marqué sur la sous-période 1980-1985. Cette différence peut être, au moins en partie, imputée aux variables de prix (voir graphique 7).

Ainsi, les choix de la période d'estimation et des variables conditionnent largement les résultats. Ceux de notre étude permettent d'obtenir une élasticité unitaire du revenu à la demande de monnaie, plus conforme à la théorie⁸.

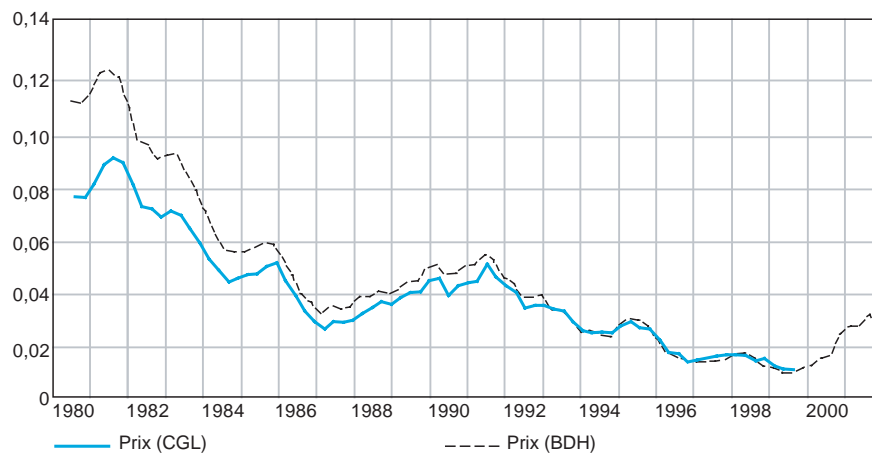
⁷ À la différence du papier originel de Brand et Cassola (2000), les taux d'intérêt ne sont pas divisés par 400. Par ailleurs, tous les taux sont en pourcentage. De ce fait, les variables de même nature sont exprimées dans une unité commune. On peut donc comparer directement les coefficients estimés dans les différentes études.

⁸ Des estimations effectuées sur une période sensiblement différente (1985-2000, par exemple) de celle retenue ici ont révélé une relative instabilité des paramètres de coûts d'opportunité.

Graphique 6
Vitesse de circulation de la monnaie
 (en logarithme)



Graphique 7
Glissement annuel des prix



5. Demande de monnaie et écart d'encaisses réelles

Pour illustrer nos résultats, nous proposons une mesure de l'écart d'encaisses réelles (*real money gap*, RMG) défini comme la différence des logarithmes du niveau observé et de celui de référence d'encaisses réelles. Formellement, cet écart s'écrit (en logarithme) :

$$rmg_t = (m - p)_t - (m - p)_t^*$$

Le niveau d'équilibre des encaisses réelles est obtenu en remplaçant les valeurs courantes du revenu, du taux intrinsèque et des coûts d'opportunité, respectivement, par leurs valeurs d'équilibre ou de référence dans l'équation de long terme des encaisses réelles. Le RMG peut alors se réécrire sous la forme :

$$rmg_t = (m - p)_t - (\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 y_t^* + \hat{\alpha}_2 rown_t^* + \hat{\alpha}_3 rct_t^* + \hat{\alpha}_4 rlt_t^*)$$

où x_t^* désigne la valeur d'équilibre du logarithme de la variable x_t . Les coefficients estimés sont tirés de l'approche multivariée, plus robuste en termes statistiques et plus conforme à la théorie économique. Plus précisément, l'expression générale du RMG prend la forme :

$$rmg_t = (m - p)_t - (1,297 + y_t^* + 0,063rown_t^* - 0,039rct_t^* - 0,020rlt_t^*)$$

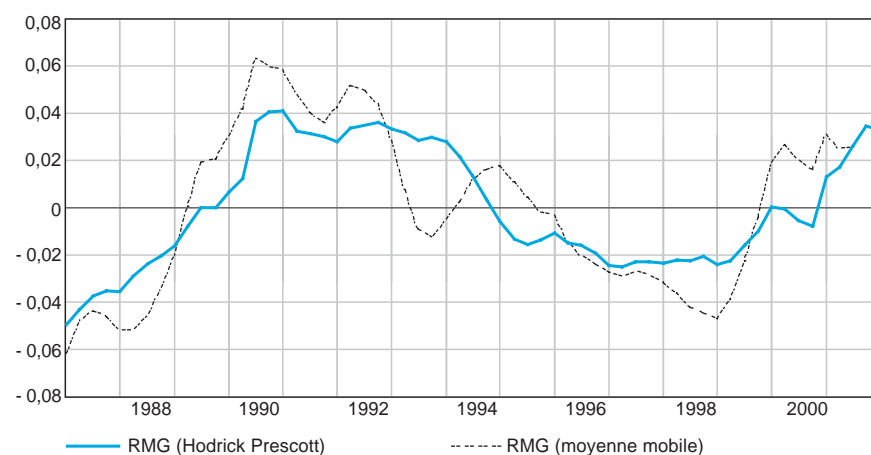
Dans cet exercice, en suivant l'usage dans ce domaine, les valeurs d'équilibre des variables sont obtenues par lissage. La méthode la plus couramment utilisée est celle du filtre d'Hodrick Prescott (HP). Les séries étant trimestrielles, le paramètre de lissage retenu (1600) est usuel.

La BCE (Bruggeman et alii, 2002) par exemple, retient une moyenne mobile centrée sur cinq trimestres comme méthode alternative de lissage des taux d'intérêt. Nous proposons ici un calcul de l'écart d'encaisses réelles utilisant ces deux approches pour les taux d'intérêt, la production potentielle restant calculée par le filtre HP. Dans le cadre d'une évaluation plus fine de l'écart d'encaisses réelles, on pourra utiliser la panoplie d'indicateurs proposée par le groupe d'experts composant le réseau PIB potentiel de la Banque de France (2002).

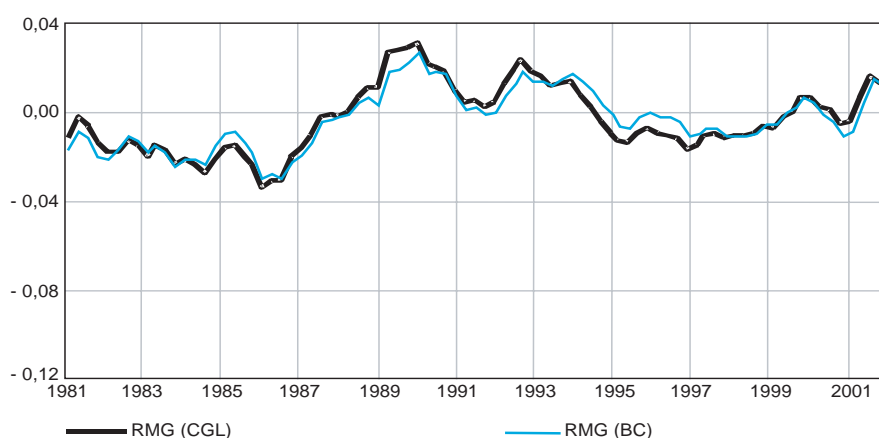
Le graphique 8 montre que les résultats sont, globalement, comparables au plan qualitatif. Toutefois, en termes quantitatifs, ils sont sensiblement différents. Le filtrage HP lisse plus l'écart d'encaisses réelles, tandis que la moyenne mobile conduit à un profil d'écart plus heurté, avec une mise en évidence de valeurs extrêmes plus prononcées. Ces différences proviennent des choix des paramètres de lissage et de la durée sur laquelle la moyenne mobile est calculée.

Cette sensibilité des résultats au choix de la méthode de lissage influence tant la variance que le niveau de l'écart d'encaisses réelles. Ce constat incite à une certaine prudence quant aux diagnostics d'excès ou de manque de liquidité dans la zone euro. Toutefois, quelle que soit la méthode retenue, un excès de liquidité est mis en lumière sur la période récente, tant dans nos simulations que dans celles de la BCE (voir graphiques 8 et 9).

Graphique 8
Écart d'encaisses réelles de la zone euro



Graphique 9
Écart d'encaisses réelles de la zone euro



Source : Bruggeman et alii, 2002

6. Conclusion

L'approche univariée aboutit à une certaine incompatibilité entre les données et la théorie car, quels que soient le mode de rétroplation des variables et la période d'estimation, on obtient une élasticité de la demande de monnaie, dans sa formulation la plus classique, au revenu très supérieure à 1 (Avouyi-Dovi et *alii*, 2002b). Ce résultat, certes conforme à ceux d'autres études récentes consacrées à la demande de monnaie dans la zone euro, ne permet pas de valider l'existence d'une relation de long terme conforme à l'intuition ou à la théorie économique.

En revanche, l'approche multivariée, présentée dans cette synthèse, a permis d'obtenir des résultats nettement plus intéressants, tant du point de vue statistique qu'économique. Les tests traditionnels ont conduit à valider les spécifications retenues et ont permis d'identifier deux relations de cointégration, interprétées respectivement comme une équation de vitesse de circulation de la monnaie et comme une relation de Fisher. En outre, l'hypothèse d'une élasticité unitaire des encaisses réelles au revenu, rejetée dans le cas univarié, est ici acceptée, ce qui permet de réconcilier les données et la théorie économique. L'analyse multivariée, dont la dynamique est par construction plus riche que celle de l'approche univariée, valide ainsi l'existence de relations que l'on peut considérer comme de véritables équations de long terme, au sens où elles permettent de déterminer les sentiers d'équilibre des variables endogènes.

C'est dans ce sens que la relation correspondant à la demande de monnaie réelle a été utilisée pour évaluer un écart d'encaisses réelles, défini comme la différence entre les encaisses observées et leurs niveaux de référence. Nous avons montré que l'ampleur de cet écart est sensible aux méthodes de calcul des valeurs d'équilibre des déterminants de la demande de monnaie apparaissant dans l'équation de long terme. Toutefois, quelle que soit la méthode retenue, la période récente se caractérise par un excès de liquidité. Ce résultat n'est pas en contradiction avec celui de la dernière étude en date de la BCE (Bruggeman et *alii*, 2002).

Bibliographie

Arize A.C. et S.S. Shwiff (1993), « Cointegration, Real Exchange Rate and Modelling the Demand for Broad Money in Japan », *Applied Economics*, 25, 717-26.

Artis M.J., R.C. Bladen-Hovell et W. Zhang (1992), « A European Money Demand Function, in Policy Issues in the Operation of Currency Unions », P. Masson and M. Taylor ed., *Cambridge University Press*.

Ashworth S. et L. Evans (1998), « Functional Form of the Demand for Real Balances in Cagan's Hyperinflation Model », *Applied Economics*, 30, 1617-23.

Avouyi-Dovi S., A. Diop, P. Jacquinot et J.-G. Sahuc (2002a), « Spécification et méthodes d'estimation de la demande de monnaie en zone euro », DGEI-DEER, *Note interne*, réseau demande de monnaie, r02053, Banque de France.

Avouyi-Dovi S., A. Diop, P. Jacquinot et J.-G. Sahuc (2002b), « Estimation d'une fonction de demande de monnaie pour la zone euro », DGEI-DEER, *Note interne*, réseau demande de monnaie, r02068, Banque de France.

Baba Y., D. Hendry et R. Starr (1992), « The Demand for M1 in the USA, 1960-1988 », *Review of Economic Studies*, 59, 25-61.

Ball L. (2001), « Another Look at Long Run Money Demand », *Journal of Monetary Economics*, 47, 31-44.

Banque de France (2002), « Croissance potentielle et tensions inflationnistes », *Bulletin de la Banque de France*, 103, juillet.

BCE (2001), « Estimated Series on M3 Excluding Non-Resident Holdings of Negotiable Instruments », *mimeo*, 9 October.

BCE (2003), *Monthly Bulletin*, January.

Beyer A. (1998), « Modelling Money Demand in Germany », *Journal of Applied Econometrics*, 13, 57-76.

Beyer A., J.A. Doornik et D.F. Hendry (2001), « Constructing Historical Euro-Zone Data », *The Economic Journal*, 111, F102-F121.

Boorman J.T. (1976), « The Evidence on the Demand for Money: Theoretical and Empirical Results », in *Current Issues in Monetary Theory and Policy*, T.M. Havrilesky and J.T. Boorman ed., Arlington Heights, Illinois, AHM Public Corporation, 315-60.

Bordes C. et M.O. Strauss-Kahn (1989), « Cointégration et demande de monnaie en France », *Cahiers Économiques et Monétaires*, 34, 161-97.

Bordes C., H. Chevrou-Séverac et V. Marimoutou (2001), « Une Europe monétaire à plusieurs vitesses ? La demande de monnaie dans les grands pays de la zone euro (1979-1999) », *Économie et Prévision*, 147, 51-71.

Brand C. et N. Cassola (2000), « A Money Demand System for Euro Area M3 », *ECB Working Paper*, 39.

Browne F., G. Fagan et J. Henry (1997), « Money Demand in EU Countries: A Survey », *EMI Staff Papers*, 7.

Bruggeman A., A. Calza et J. Sousa (2002), « An Evaluation of Different Estimates of the Real Money Gap for the Euro Area », *ECB mimeo* (confidential).

Calza A., D. Gerdesmeier et J. Levy (2001), « Euro Area Money Demand: Measuring the Opportunity Costs Appropriately », *IMF Working Papers*, 179.

Coenen G et J.-L. Vega (2001), « The Demand for M3 in the Euro Area », *Journal of Applied Econometrics*, 16, 727-748.

Dedola L., E. Gaiotti et L. Silipo (2000), « Money Demand in the Euro Area: Do National Differences Matter? », *mimeo*, Banca d'Italia.

Diop A., S. Avouyi-Dovi, E. Fonteny, E. Gervais, P. Jacquinet et J.-G. Sahuc (2002), « Bases de données pour la demande de monnaie en zone euro », DGEI-DEER, *Note interne*, réseau demande de monnaie, r02054, Banque de France.

Ericsson N.R. (1999), « Empirical Modelling of Money Demand », in *Money Demand in Europe*, H. Lütkepohl and J. Wolters ed., Heidelberg, Physica-Verlag, 29-49.

Ericsson N.R. et S. Sharma (1998), « Broad Money Demand and Financial Liberalisation in Greece », *Empirical Economics*, 23, 417-436.

Fagan G. et J. Henry (1999), « Long-Run Money Demand in the EU: Evidence for Area-Wide Aggregates », in *Money Demand in Europe*, H. Lütkepohl and J. Wolters ed., Heidelberg, Physica-Verlag, 217-40.

Fase M.M.G. (1996), « Divisia Aggregates and the Demand for Money in Core EMU », *Staff Report*, 5, De Nederlandsche Bank.

Fase M.M.G. et C.C.A. Winder (1994), « Money Demand within EMU: An Analysis with the Divisia Measure », *Quarterly Bulletin*, September, 25-55, De Nederlandsche Bank.

Fase M.M.G. et C.C.A. Winder (1999), « Wealth and the Demand for Money in the European Union », in *Money Demand in Europe*, H. Lütkepohl and J. Wolters ed., Heidelberg, Physica-Verlag, 241-58.

Gerdesmeier D. (1996), « The Role of Wealth in Money Demand », *Discussion Paper*, 96/5, Deutsche Bundesbank.

Gerlach S. et L.E.O. Svensson (2001), « Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators? », *BIS Working Paper*, 98.

Goldfeld S.M. (1973), « The Demand for Money Revisited », *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 683-730.

Goldfeld S.M. et D.E. Sichel (1990), « The Demand for Money », in *Handbook of Monetary Economics*, B.M. Friedman and F.H. Hahn ed., Amsterdam, North-Holland, I, 8, 299-356.

Golinelli R. et S. Pastorello (2001), « Modelling the Demand for M3 in the Euro Area », *mimeo*, University of Bologna.

Guéné S. (2001), « Agrégats et politique monétaire dans la zone euro », *Économie et Prévision*, 147, 187-201.

Goux J.F. (2000), « Existe-t-il vraiment une relation cointégrante de demande de monnaie M3 en France ? » *Revue économique*, 51, 885-911.

Henry J. et Sicsic P. (1994), « Breaking Trends, Financial Innovation and the Velocity of French Money Aggregates », *mimeo*, Banque de France.

Hubrich K. (1999), « Estimation of a German Money Demand System: A Long-Run Analysis », *Empirical Economics*, 24, 77-99.

Ireland P.N. (1995), « Endogenous Financial Innovation and the Demand for Money », *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 107-23.

Johansen S. (1988), « Statistical Analysis of Cointegrating Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54.

Johansen S. (1991), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, 59, 1551-80.

Judd J.P. et J.L. Scadding (1982), « The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post 1973 Literature », *Journal of Economic Literature*, XX, 993-1023.

Lütkepohl H., T. Terasvirta et J. Wolters (1996), « Modelling the Demand for M3 in the Unified Germany », *Discussion Paper*, 24, Humboldt-Universität zu Berlin.

Lütkepohl H. et J. Wolters (1999), « A Money Demand System for M3 in The Unified Germany », in *Money Demand in Europe*, H. Lütkepohl and J. Wolters ed., Heidelberg, Physica Verlag, 105-20.

McNown R. et M.S. Wallace (1992), « Cointegrating Tests of a Long-Run Relation between Money Demand and Effective Exchange Rate », *Journal of International Money and Finance*, 11, 107-14.

Monticelli C. et M.O. Strauss-Kahn (1993), « European Integration and the Demand for Broad Money », *Manchester School of Economic and Social Studies*, 61, 345-366.

Monticelli C. et L. Papi 1996, « European Integration, Monetary Co-ordination and the Demand for Money », Oxford, *Clarendon Press*.

Muscattelli V.A. et F. Spinelli (2000), « The Long-Run Stability of the Demand for Money: Italy 1861-1996 », *Journal of Monetary Economics*, 45, 717-39.

Pesaran M.H. et R. Smith (1995), « Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.

Ripatti A. (1994), *Econometric Modelling of the Demand for Money in Finland*, Suomen Pankki.

Sriram S.S. (1999), « Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Works with Special Reference to Error-Correction Models », *IMF Working Paper*, WP/99/64.

Stracca L. (2001), « The Functional Form of the Demand for Euro Area M1 », *ECB Working Paper*, 51.

Annexe

Estimations de court terme

Equations	D(M3)	D(Y)	D(INFL)	D(RCT)	D(RLT)	D(ROWN)
CointEq1	0,001964 [4,59290]	0,001854 [3,82560]	0,000000 [NA]	0,000000 [NA]	0,000000 [NA]	- 0,020631 [- 2,32680]
CointEq2	0,000000 [NA]	0,000000 [NA]	0,000000 [NA]	0,000000 [NA]	- 0,149970 [- 2,98709]	0,000000 [NA]
D(M3(-1))	0,277644 [2,85225]	- 0,104508 [- 1,01948]	- 8,827731 [- 0,49570]	- 1,690569 [- 0,14195]	- 8,967237 [- 0,96455]	- 2,566314 [- 0,75848]
D(M3(-2))	0,109541 [1,23970]	0,111731 [1,20072]	- 5,645312 [- 0,34922]	- 23,44556 [- 2,16878]	- 3,114265 [- 0,36903]	- 2,879441 [- 0,93753]
D(Y(-1))	0,043724 [0,34149]	0,122599 [0,90924]	- 4,051212 [- 0,17295]	5,569835 [0,35556]	7,629266 [0,62389]	5,643867 [1,26816]
D(Y(-2))	- 0,079328 [- 0,64419]	0,037815 [0,29159]	43,38575 [1,92575]	35,49442 [2,35592]	14,73232 [1,25262]	10,89178 [2,54460]
D(INFL(-1))	- 0,001659 [- 2,25928]	0,001598 [2,06681]	- 0,405640 [- 3,01943]	- 0,051461 [- 0,57281]	- 0,037343 [- 0,53247]	- 0,012387 [- 0,48530]
D(INFL(-2))	- 1,15E-05 [- 0,01745]	0,000130 [0,18685]	- 0,360401 [- 2,97700]	- 0,058369 [- 0,72098]	- 0,064174 [- 1,01543]	- 0,020612 [- 0,89614]
D(RCT(-1))	0,001890 [0,93681]	0,002083 [0,98032]	- 0,414688 [- 1,12358]	0,822655 [3,33308]	0,257185 [1,33482]	0,254252 [3,62589]
D(RCT(-2))	- 0,002167 [- 1,19333]	- 0,001414 [- 0,73959]	0,158792 [0,47801]	- 0,156074 [- 0,70256]	0,238011 [1,37247]	0,006017 [0,09534]
D(RLT(-1))	0,000312 [0,19972]	0,004253 [2,58589]	- 0,264753 [- 0,92669]	0,393286 [2,05848]	0,646834 [4,33692]	0,127251 [2,34434]
D(RLT(-2))	- 0,000730 [- 0,40082]	- 0,001721 [- 0,89718]	0,352930 [1,05909]	- 0,135546 [- 0,60824]	- 0,059589 [- 0,34253]	- 0,018599 [- 0,29376]
D(ROWN(-1))	- 1,03E-05 [- 0,00146]	- 0,002910 [- 0,39057]	1,493799 [1,15408]	- 2,086142 [- 2,41010]	- 1,373647 [- 2,03290]	- 0,345883 [- 1,40651]
D(ROWN(-2))	0,010484 [1,80093]	- 0,000467 [- 0,07622]	- 0,500270 [- 0,46972]	1,740148 [2,44326]	- 0,091789 [- 0,16509]	0,487520 [2,40933]
DU903	0,022544 [5,36883]	0,006463 [1,46148]	- 1,036362 [- 1,34907]	- 0,165494 [- 0,32214]	0,117335 [0,29258]	- 0,109176 [- 0,74803]
DU011	0,019610 [5,17188]	0,020883 [5,22991]	3,119606 [4,49712]	- 0,574864 [- 1,23921]	5,96E-05 [0,00016]	- 0,080663 [- 0,61203]