

Analyse dynamique de la convergence des comportements de demande de monnaie en Europe

Sylvie Lecarpentier-Moyal and Patricia Renou-Maissant

Volume 83, Number 3, septembre 2007

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/018113ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/018113ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Lecarpentier-Moyal, S. & Renou-Maissant, P. (2007). Analyse dynamique de la convergence des comportements de demande de monnaie en Europe.

L'Actualité économique, 83(3), 321–357. <https://doi.org/10.7202/018113ar>

Article abstract

The aim of this paper is to study the structural convergence of money demand functions in six European countries (German reunification, France, Spain, Italy, the United Kingdom, the Netherlands). We present a dynamic analysis of structural changes that affect national money demand coefficients (elasticity and semi-elasticity) during the 1982-1997's period. If heterogenous behaviours appear, we can observe, in pre-EMU countries, an increase in the inflation rate's dispersion; that can cause problems for the EBC in its choice of monetary strategy. The results allow us to identify a process of monetary convergence though it is not achieved, the homogeneity of the behaviour having been observed only in one case (M2 aggregate in the Netherlands).

ANALYSE DYNAMIQUE DE LA CONVERGENCE DES COMPORTEMENTS DE DEMANDE DE MONNAIE EN EUROPE*

Sylvie LECARPENTIER-MOYAL
CREM
Université de Rennes I

Patricia RENO-MAISSANT
CREM
Université de Caen

RÉSUMÉ – L'objet de cet article est l'étude de la convergence structurelle des comportements de demande de monnaie dans six pays européens (Allemagne réunifiée, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni) avant la mise en place de l'euro en 1999. Nous effectuons une analyse dynamique des changements structurels qui affectent les coefficients (élasticités ou semi-élasticités) des fonctions de demandes de monnaie nationales sur la période 1982-1997.

Si des comportements hétérogènes sont observés, il peut en résulter une hausse de la dispersion des taux d'inflation des futurs pays participants, ce qui peut poser des problèmes en termes de choix de stratégie monétaire par la BCE. D'une manière générale, un processus de convergence semble à l'œuvre mais il n'est pas achevé, l'homogénéité ayant été observée dans un seul cas (pour *M2* aux Pays-Bas).

ABSTRACT – The aim of this paper is to study the structural convergence of money demand functions in six European countries (German reunification, France, Spain, Italy, the United Kingdom, the Netherlands). We present a dynamic analysis of structural changes that affect national money demand coefficients (elasticity and semi-elasticity) during the 1982-1997's period. If heterogenous behaviours appear, we can observe, in pre-EMU countries, an increase in the inflation rate's dispersion; that can cause problems for the EBC in its choice of monetary strategy. The results allow us to identify a process of monetary convergence though it is not achieved, the homogeneity of the behaviour having been observed only in one case (*M2* aggregate in the Netherlands).

* Nous tenons à remercier les rapporteurs pour toutes les remarques enrichissantes qui nous ont permis d'améliorer cet article.

INTRODUCTION

L'arrivée de l'euro en 1999, avec la mise en place d'une politique monétaire unique, a suscité un regain d'intérêt pour l'étude de la fonction de demande de monnaie agrégée ou globale. Ainsi, une abondante littérature d'origines institutionnelle et universitaire a vu le jour au début des années 1990. Les premiers travaux ont nécessité la construction d'agrégats monétaires artificiels pour estimer la fonction de demande de monnaie globale européenne (Browne, Fagan et Hendry, 1997)¹. Un remarquable consensus émerge de ces travaux : c'est le haut degré de stabilité de la fonction de demande de monnaie globale par rapport à l'instabilité avérée des fonctions de demande de monnaie nationales. Ces résultats ont rassuré et conforté les autorités monétaires européennes dans le choix d'un ciblage d'agrégat plutôt que d'une cible d'inflation, tel que pratiqué, par exemple, au Royaume-Uni. Des études plus récentes ont utilisé les agrégats de monnaie harmonisés, le plus souvent *M3*, établis par la Banque centrale européenne (BCE), pour estimer la fonction de demande de monnaie agrégée²; elles concluent généralement à la stabilité de la fonction de demande de monnaie globale. Par ailleurs, d'autres travaux se sont focalisés sur l'analyse des fonctions de demande nationales de l'Union européenne : nous pouvons citer l'article de Beyer (1998) pour l'Allemagne, l'ouvrage collectif de Lütkepohl et Wolters (1999) pour la Finlande, la Norvège, l'Allemagne, l'Espagne, le Royaume-Uni, la Grèce et la Suisse ainsi que les articles de Goux (2000) pour la France et de Bordes, Chevrou-Séverac et Marimoutou (2001) pour l'Allemagne, l'Espagne, la France et l'Italie. Nous nous plaçons dans la lignée de ces derniers travaux puisque ce sont les comportements de demande de monnaie nationaux qui nous intéressent.

Cependant, notre objectif est différent. Dans cet article, nous nous intéressons à l'étude de la convergence des comportements de demandes de monnaie nationales et non à l'analyse de la stabilité des demandes de monnaie nationales. Contrairement au sens donné au terme de convergence dans le traité de Maastricht, nous n'étudions pas le rapprochement des valeurs prises par les variables (convergence en termes de cibles). Notre propos est d'étudier le degré de rapprochement des fonctions de demande de monnaie en termes de structures économiques. Nous faisons par conséquent le point sur l'état d'avancement de la convergence des comportements de demande de monnaie des agents non financiers, dans six pays à structures économiques relativement proches, et déjà membres de l'Union européenne (Allemagne réunifiée, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni), avant la mise en place de l'euro en 1999. Nous nous

1. Il s'agit d'un résumé de 15 articles concernant l'estimation de la fonction de demande de monnaie agrégée. Nous pouvons également citer les travaux de Kremers et Lane (1990), Artis, Bladen-Hovell et Zhang (1992), Monticelli et Strauss-Kahn (1993), Artis (1996), Montecelli (1996), Tullio, De Souza et Giuccia (1996), Wesche (1997) et Spencer (1997).

2. Brand et Cassola (2000), Coenen et Vega (2001), Dedola *et alii* (2001), Funke (2001), Stracca (2001), Golinelli et Pastorelo (2002), Kontolemis (2002), Calza et Sousa (2003), Avouyi-Dovi *et alii* (2003), Bruggeman *et alii* (2003), Artis et Beyer (2004) et Avouyi-Dovi *et alii* (2006).

interrogeons sur les conséquences d'une hétérogénéité des comportements de demandes de monnaie nationales pour la mise en œuvre de la politique monétaire unique. En effet, cette hétérogénéité peut se traduire par une hausse de la dispersion des taux d'inflation des divers pays, via une transmission différenciée entre les pays. En ce sens, notre analyse s'apparente aux travaux relatifs à la diversité des mécanismes de transmission et notamment à l'étude de l'impact des divers canaux sur les prix dans chaque pays. Ces informations peuvent contribuer à une meilleure compréhension des évolutions observées dans le secteur financier au niveau des banques et des marchés des capitaux.

Des études comparatives³ menées sur la dispersion des taux d'inflation dans deux zones monétaires, États-Unis et Europe, ne montrent aucune différence significative entre les deux zones depuis 1999. Arnold (1997) compare les corrélations des fonctions de demande régionales à l'intérieur d'une union monétaire déjà existante, les États-Unis, avec les corrélations des fonctions de demande nationales de sept « futurs » pays de l'Union économique et monétaire (UEM). Il montre que les corrélations entre les régions aux États-Unis sont beaucoup plus élevées que celles observées entre les pays européens. Dès lors, les écarts d'inflation apparaissent comme un élément normal de toute union monétaire. Ils font partie intégrante d'un processus d'ajustement, résultant de caractéristiques institutionnelles et économiques spécifiques⁴. La politique monétaire unique n'a cependant pas pour objet direct de résorber ces écarts. Elle veille à préserver la stabilité des prix à moyen terme dans la zone, mesuré par l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH)⁵. Les autorités doivent toutefois évaluer les causes sous-jacentes de ces écarts pour prendre les mesures de politique monétaire les plus adaptées. Ainsi, une littérature économique récente⁶ s'est intéressée aux implications de ces écarts pour la politique monétaire unique. À cet égard, l'effet Balassa-Samuelson⁷ a souvent été évoqué pour expliquer la persistance d'écarts d'inflation dans la zone euro. En présence de rigidités nominales à la baisse dans la formation des prix et des salaires, ces différentiels sont susceptibles d'entraver la capacité de la politique monétaire commune à agir efficacement puisque des pays à taux d'inflation constamment inférieurs à la moyenne s'exposent à des épisodes durables de déflation.

3. Bulletin mensuel de la BCE, avril 2003 et mai 2005 et d'Angeloni et d'Ehrmann (2004).

4. Ainsi, pour la zone euro, ces différentiels peuvent s'expliquer par la mobilité limitée de la main-d'œuvre, les rigidités des marchés du travail et de produits, ainsi que le caractère décentralisé des politiques budgétaires et des autres politiques économiques.

5. Cette mesure se rapproche le plus du prix d'un panier représentatif de biens de consommation et de services achetés par les ménages de la zone euro.

6. Cf. Sinn et Reuter (2001), Woodford (2003) et Benigno (2004).

7. Au centre de l'hypothèse de Balassa-Samuelson se trouve l'hétérogénéité des gains de productivité enregistrés par les secteurs exposé et abrité des pays considérés. Les pays dans lesquels il existe une grande différence des taux de croissance de la productivité entre les deux secteurs enregistreront un niveau d'inflation plus élevé.

Ainsi, dans notre étude, si nous identifions un processus de convergence des comportements de demande sur la période avant l'UEM, alors la mise en place de cette même UEM devrait se traduire à terme par une accélération de ce processus, voire même, peut-être une homogénéité des comportements de demande de monnaie. Alors les écarts d'inflation, jugés préjudiciables pour la mise en œuvre de la politique monétaire unique, devraient se réduire ce qui signifierait qu'il y aurait une plus grande homogénéité des facteurs à l'origine des asymétries dans la transmission de la politique monétaire. Pour réaliser cette étude, nous effectuons une analyse dynamique des changements structurels qui affectent les coefficients (élasticités ou semi-élasticités) des fonctions de demandes de monnaie nationales sur la période 1982-1997. Dans la lignée des travaux de Bomhoff (1991) et Stracca (2003) nous estimons un modèle à coefficients variables par la méthode du filtre de Kalman. Ce modèle nous permet de mettre en évidence un processus de convergence en cours de réalisation. Par ailleurs, la sensibilité du processus de convergence au choix d'un agrégat de monnaie ($M2$ et $M3$)⁸ est également étudiée.

L'article est constitué de deux parties. La première partie présente les modèles de demande de monnaie et les données utilisées. La seconde partie concerne la méthodologie adoptée pour analyser la convergence structurelle des fonctions de demande de monnaie et les résultats obtenus.

1. MODÈLES DE DEMANDE DE MONNAIE

Nous présentons les enjeux du débat sur l'étude des fonctions de demandes de monnaie puis la formulation théorique des modèles de demande.

1.1 Principales questions d'ordre théorique

Une question importante d'ordre théorique général doit préalablement être abordée, c'est celle du rôle de la monnaie dans la réalisation de l'équilibre macroéconomique. Selon la théorie néokeynésienne standard (Clarida, Gali et Gertler, 1999; Woodford, 2003), la structure de l'économie est représentée par une fonction de demande agrégée (équivalent à une courbe IS), par une fonction d'offre agrégée (courbe de Phillips de court terme) et par une fonction de réaction des autorités monétaires (type règle de « Taylor »). Une propriété essentielle de ce modèle est que la valeur d'équilibre du taux d'inflation est indépendante de l'offre de monnaie. Cette offre de monnaie est endogène et s'ajuste automatiquement aux valeurs d'équilibre du revenu national et du taux d'intérêt. Dès lors, suivre l'évolution de la quantité de monnaie n'apporte aucune information supplémentaire pour atteindre le taux d'inflation désiré (Gali, 2003). D'ailleurs, en pratique

8. Cet article constitue un prolongement et un approfondissement à l'étude que nous avons menée en 1999 sur la convergence et l'homogénéisation des besoins d'encaisses réelles.

la plupart des banques centrales ont comme objectif premier la stabilité des prix, définie en termes d'inflation ou de niveau des prix, et comme instrument privilégié les taux d'intérêt directeurs, sans rôle explicite pour les agrégats de monnaie. De plus, dans une grande majorité de pays développés, la libéralisation financière, la globalisation des marchés ainsi que les innovations de produits et de techniques ont entraîné une plus grande instabilité des fonctions de demande de monnaie⁹. Les recherches sur la demande de monnaie n'en ont pas moins été fécondes; plusieurs explications peuvent être évoquées. Tout d'abord, un large consensus apparaît parmi les économistes pour reconnaître qu'à long terme, « *inflation is always and everywhere a monetary phenomenon* » (Friedman, 1963). Il existe effectivement une forte corrélation entre le taux de croissance de la quantité de monnaie et le taux d'inflation dans le long terme (King, 2002). Par ailleurs, les agrégats de monnaie fournissent des informations utiles comme « *proxy* » des phénomènes de substitution entre actifs (Nelson, 2003). Bien que ces informations puissent être directement obtenues sur les marchés d'actifs, les agrégats de monnaie conservent leur avantage; ils sont fiables et calculés rapidement. Une période d'incertitude économique et financière peut conduire les agents à préférer les actifs liquides et sûrs au détriment des actifs financiers (et/ou immobiliers) ce qui se traduit par des réaménagements de portefeuille. Les arbitrages opérés entre la monnaie et le portefeuille de titres peuvent donc jouer un rôle clé pour la conduite de la politique monétaire. Des efforts doivent donc être effectués pour intégrer ces effets dans les modèles économétriques de demande de monnaie.

Enfin, les mécanismes de transmission de la politique monétaire peuvent être révélés par l'intermédiaire des modèles de demande de monnaie. Lorsque la banque centrale décide de diminuer (ou d'augmenter) les taux d'intérêt directeurs, la demande de crédits bancaires des agents non financiers augmente (ou diminue) et, par là même, l'offre de monnaie du système bancaire. Cette baisse (ou cette hausse) des taux directeurs se répercute d'abord sur les taux du marché monétaire puis sur les autres taux d'intérêt de moyen et de long termes. Cette modification des taux d'intérêt affecte la fonction de demande de monnaie. Pour que l'équilibre entre l'offre et la demande de monnaie soit rétabli, un ou plusieurs arguments de la demande doivent s'ajuster. Cette argumentation est notamment développée par Laidler (1999) « Le mécanisme de transmission de la politique monétaire comporte donc non seulement la première vague d'effets directs produits par une réduction du taux d'intérêt sur la demande globale, mais aussi les effets ultérieurs d'une offre excédentaire de monnaie sur la dépense. Dans ce cas, la quantité de monnaie est une variable endogène et active »¹⁰.

9. Voir plus particulièrement l'article de synthèse de Sriram (2001). Les études recensées par l'auteure datent des années 1990 et portent sur l'estimation des fonctions de demande de monnaie à partir de modèles à correction d'erreur.

10. Voir Laidler (1999 : 20). Se référer aux travaux effectués à la Banque du Canada. Laidler (1999) revient sur les différences entre monnaie exogène et monnaie endogène en mettant également en évidence la distinction entre « monnaie active » et « monnaie passive ».

1.2 Modélisation théorique

Dans les théories standards sur la demande de monnaie¹¹, la monnaie peut être détenue pour deux motifs : un motif transactionnel puisque la monnaie sert à combler les délais entre les encaissements et les décaissements et un motif patrimonial parce que la monnaie est une des formes de détention de la richesse des agents économiques. Ces deux théories dites transactionnelle et patrimoniale s'accordent cependant pour retenir la même spécification de long terme pour la demande de monnaie (Ericsson, 1998) :

$$M^d / P = h(Y, R) \quad (1a)$$

où M^d représente l'encaisse nominale désirée, P le déflateur¹², Y le vecteur de variables d'échelle en termes réels (revenu, transactions, richesse, ...) et R le vecteur de coûts d'opportunité (taux d'intérêt de divers actifs, écart de taux, ...). La fonction $h(.,.)$ est croissante en Y et décroissante en R lorsque le taux d'intérêt rémunère des actifs non inclus (ou alternatifs) dans l'agrégat de monnaie M et croissante en R quand le taux d'intérêt rémunère des actifs monétaires propres à l'agrégat M .

L'équation (1a) apparaît généralement, dans les études empiriques, sous la forme semi-logarithmique linéaire suivante¹³ :

$$\text{Log}(M^d / P) = a + b \text{Log}(Y) + cDR + d\pi + \rho \quad (1b)$$

où a , b ¹⁴, c et d représentent les élasticités ou semi-élasticités et ρ un terme d'erreur, tel que $\rho \sim BB(0, \sigma_\rho^2)$. DR désigne le différentiel de taux d'intérêt ($R^e - R^i$) avec R^e le taux d'intérêt des actifs exclus de l'agrégat de monnaie M et R^i celui propre aux actifs monétaires inclus dans l'agrégat M . Cet écart de taux peut s'interpréter économiquement comme un coût d'opportunité de détention de monnaie¹⁵ par rapport à la détention d'autres biens ou actifs. Les taux d'intérêt peuvent également apparaître séparément dans l'équation (1b) et être exprimés en logarithme. π désigne le taux d'inflation calculé comme le taux de croissance de l'indice des

11. Se référer à Goldfeld et Sichel (1990), Laidler (1993) et Sriram (2001) pour un résumé complet sur la littérature consacrée à la demande de monnaie.

12. L'effet d'encaisse réelle proposé par Pigou (1917) et Patinkin (1956) suppose une élasticité prix de la demande de monnaie nominale égale à l'unité. Dans ce cas, il y a absence d'illusion monétaire c'est-à-dire que les agents économiques sont conscients que face à une hausse du niveau général des prix, leurs encaisses sont dévalorisées.

13. Se référer à Chowdhury (1992) pour la forme structurelle de la fonction de demande de monnaie.

14. Dans les modèles de gestion de stock à la Baumol-Tobin b est égal à 0.5, dans les modèles dérivés de la théorie quantitative de la monnaie b est proche de 1 et quand b est égal à 1, la relation s'interprète comme une équation de vitesse de circulation de la monnaie. Dans les modèles de portefeuille b est supérieur à 1 car le revenu est considéré comme une approximation de la richesse.

15. Se référer entre autres à Lütkepohl et Wolters (1999), Coenen et Vega (1999).

prix¹⁶. Il mesure la préférence des agents économiques à détenir des biens réels ou des actifs indexés plutôt que de la monnaie¹⁷.

2. DONNÉES

Nous présentons tout d'abord les données utilisées pour estimer le modèle de demande de monnaie. Puis, nous procédons à l'examen de l'évolution des encaisses réelles sur la période considérée.

2.1 Données relatives au modèle

Nous étudions les comportements de demande de monnaie dans six pays européens (Allemagne réunifiée, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni) à partir de données trimestrielles sur la période 1982.III à 1997.IV¹⁸. Ces pays représentent 90 % du PIB de l'Europe des 11 en 1997. Nous avons choisi de retenir le Royaume-Uni dans notre échantillon puisque ce pays est économiquement important et qu'il peut, par ailleurs, à tout moment intégrer la zone euro. Les données sont extraites de la banque de données *Datastream*, issues de la base de données de l'OCDE. Nous retenons les séries suivantes : les agrégats de monnaie *M2* et *M3* non harmonisés¹⁹, le PIB en volume, le PIB en valeur, le taux d'intérêt de court terme (le taux des bons du Trésor à trois mois), le taux d'intérêt de long terme (le taux de rendement des obligations d'État). Il faut préciser que les résultats empiriques sont étroitement conditionnés par le choix d'un agrégat monétaire : agrégat de simple somme ou contreparties en termes d'indices de Divisia²⁰.

Toutes les séries utilisées sont désaisonnalisées. Nous utilisons l'encaisse réelle définie comme le rapport de l'agrégat à l'indice des prix du PIB ($M2/P$ ou $M3/P$), le PIB en volume (*PIB*), le différentiel entre le taux d'intérêt de long terme et celui de court terme (DR)²¹, le taux d'inflation calculé comme le taux de croissance de l'indice des prix du PIB²² (π). Le PIB et l'encaisse réelle sont exprimés en monnaie nationale.

16. Il est calculé comme un rapport de logarithmes des indices de prix entre t et $t - 1$.

17. Le sens de la liaison entre la fonction de demande de monnaie et le taux d'inflation (effectif ou anticipé) est déterminé par l'ampleur respective de l'effet d'encaisse réelle et l'effet de fuite devant la monnaie qui joue en sens inverse. Ainsi, la prise en compte de cette variable est à l'origine d'une controverse dans la littérature. Cependant, elle présente aussi un certain nombre d'avantages. Voir entre autres l'article de Coenen et Vega (1999).

18. Excepté pour l'Espagne où la période d'analyse commence en 1986.II, en raison de l'indisponibilité de la série relative au taux de long terme avant cette date.

19. Ces agrégats de monnaie ne disposent donc pas des mêmes composantes monétaires selon les pays considérés. Se référer au tableau 2 en annexe.

20. Se référer, entre autres, à Lecarpentier-Moyal et Renou-Maissant (2000), Stracca (2003).

21. Certaines études récentes de la BCE préconisent d'utiliser une moyenne pondérée des taux de rendement des différentes composantes de l'agrégat *M3* pour R . Voir notamment Coenen et Vega (1999).

22. Il est calculé : $\pi_t = \text{Log}(P_t / P_{t-1})$ 400 puisque nous travaillons sur un taux annuel élaboré à partir de données trimestrielles.

2.2 *Évolution des encaisses réelles*

En ce qui concerne l'examen de l'évolution des agrégats monétaires *M2* et *M3* (graphiques 1 à 10), nous mettons en exergue de fortes disparités entre pays. Les encaisses réelles de l'Allemagne, des Pays-Bas et du Royaume-Uni ont des évolutions relativement stables et ascendantes sur l'ensemble de la période. En revanche, les évolutions concernant les encaisses réelles de l'Espagne, de la France et de l'Italie sont beaucoup plus heurtées. Pour l'Allemagne, nous constatons un gonflement des agrégats *M3* et surtout *M2* réels à partir de 1990 jusqu'en 1993. Ces accélérations peuvent s'expliquer par le choc de la réunification allemande qui a causé une vive expansion du crédit, stimulée par la demande publique et privée et, dans une moindre mesure, par des modifications apportées à la législation fiscale relative à l'imposition des revenus d'intérêts. De 1994 à 1995, l'évolution des agrégats réels s'est contractée. Plusieurs facteurs peuvent être responsables de ce ralentissement : la baisse des taux d'intérêt sur les dépôts à terme et la hausse persistante des taux obligataires, la création des fonds de placement sur le marché monétaire (OPCVM) à partir d'août 1994. L'agrégat réel *M3* espagnol a une évolution relativement heurtée. Cet agrégat connaît une évolution ascendante importante jusqu'en 1993. Ce phénomène s'explique par l'autorisation donnée aux banques en 1987, dans le cadre de la politique de déréglementation, de rémunérer les dépôts à vue. Il y a eu un transfert d'avoirs moins liquides (hors agrégat *M3*) vers les dépôts à vue. À partir de 1993, l'agrégat *M3* décroît en raison principalement de transferts de dépôts bancaires sur des fonds d'investissement (non inclus dans *M3*). La reprise de la croissance de *M3* à partir de 1994 s'explique par le phénomène inverse. Les agents ont une plus forte demande d'actifs à court terme et se désengagent de leurs placements à long terme après avoir subi d'importantes pertes en capital et en raison de perspectives plus pessimistes en matière de taux d'intérêt. Dès 1996, l'agrégat *M3* décroît de nouveau ce qui s'explique par l'engouement des agents pour les titres de fonds communs de placement (non compris dans *M3*) au détriment des dépôts à terme. En France, l'agrégat *M2*²³ en termes réels décroît très fortement à partir de 1990, pour atteindre un plancher en 1993, puis croître par la suite. Cette évolution peut s'expliquer par l'introduction et la diffusion des innovations financières dans les agrégats monétaires, notamment les titres d'organismes de placements collectifs en valeurs mobilières (OPCVM) court terme. En effet, la forte rémunération et la non-imposition de ces titres en font un actif de détention intéressant pour les agents non financiers (ANF) comparativement aux comptes sur livrets. Dès lors, un transfert d'actifs s'est effectué de l'agrégat *M2* (contraction de 1990 à 1993) vers l'agrégat *M3* (expansion). À partir de 1993, la diminution des taux d'intérêt de court terme ainsi que l'imposition des titres d'OPCVM ont conduit à l'évolution inverse. Les ANF privilégient désormais la détention de comptes sur livrets

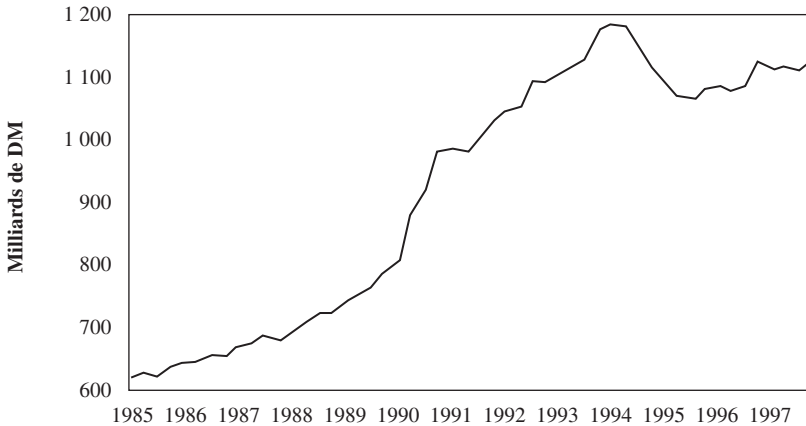
23. Les études économétriques retiennent généralement l'agrégat *M3*. Cependant, nous avons un objectif de comparaison des agrégats *M2* et *M3* et pour *M3*, nous disposons de données uniquement pour quatre pays.

plutôt que de titres d'OPCVM (expansion de 1993 jusqu'à 1997). Aux Pays-Bas, nous observons une contraction de l'agrégat réel $M2$ à partir de 1990. Elle résulte de la baisse de la création monétaire d'origine externe (due entièrement à une diminution des entrées nettes au titre des opérations sur capitaux non monétaires) et interne (due principalement au fait que le secteur public est devenu plus destructeur de monnaie que créateur de monnaie). Le ralentissement de l'agrégat $M2$ réel en 1994 s'explique par des sorties spéculatives de capitaux. À partir de 1995, l'accélération des agrégats $M2$ et $M3$ est le résultat d'une forte création de monnaie intérieure liée à la progression des crédits hypothécaires aux ménages.

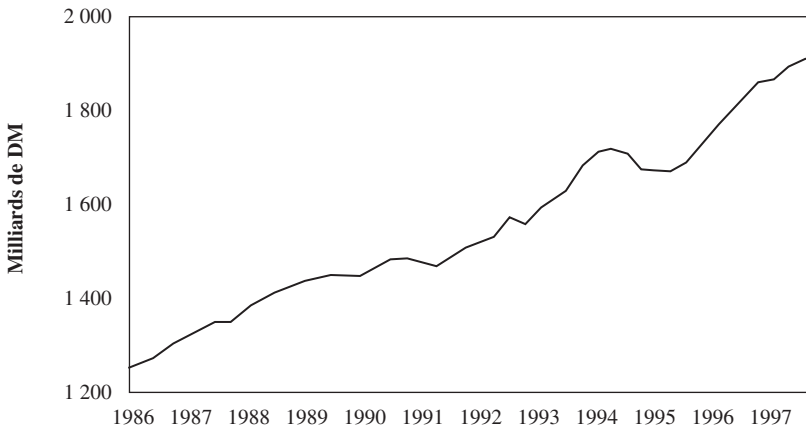
GRAPHIQUES 1 À 10

ÉVOLUTION DES ENCAISSES RÉELLES POUR LES SIX PAYS

Allemagne – $M2$



Allemagne – $M3$

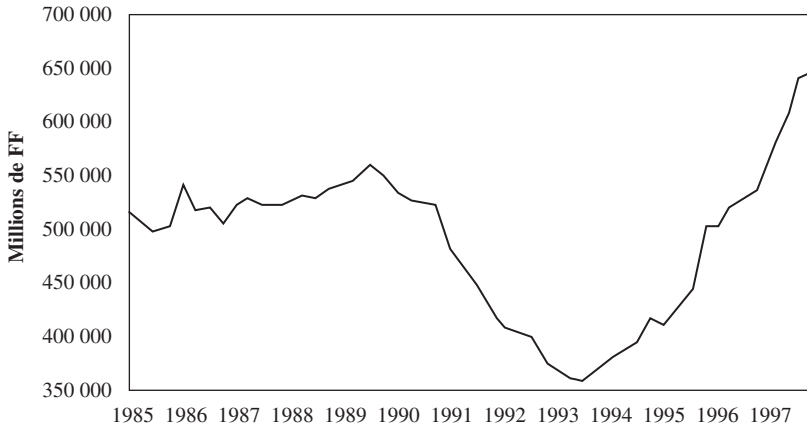


Dans le cas de l'Italie, l'agrégat *M2* correspond à un agrégat large de monnaie. Le ralentissement de *M2* à partir de 1988 jusqu'à 1996 reflète principalement les variations de l'écart entre les taux des dépôts bancaires et des bons du Trésor à court terme. Cet écart a suscité des redéploiements de portefeuilles au détriment des actifs monétaires. L'examen de l'agrégat réel *M2* anglais montre que les conditions monétaires ont été restrictives au début des années 1990 mais se sont considérablement assouplies, contribuant à sortir l'activité économique de la récession à compter de 1993. La forte reprise qui a suivi s'est accompagnée d'un resserrement modéré de la politique monétaire. À partir de 1996, les conditions

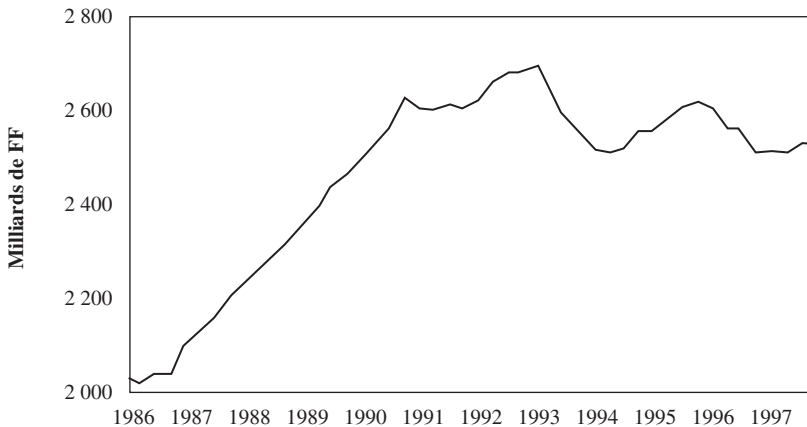
GRAPHIQUES 1 À 10 (suite)

ÉVOLUTION DES ENCAISSES RÉELLES POUR LES SIX PAYS

France – *M2*



France – *M3*



monétaires ont été fortement durcies, en grande partie du fait de la hausse du taux de change et dans une moindre mesure en raison de la hausse des taux d'intérêt à court terme.

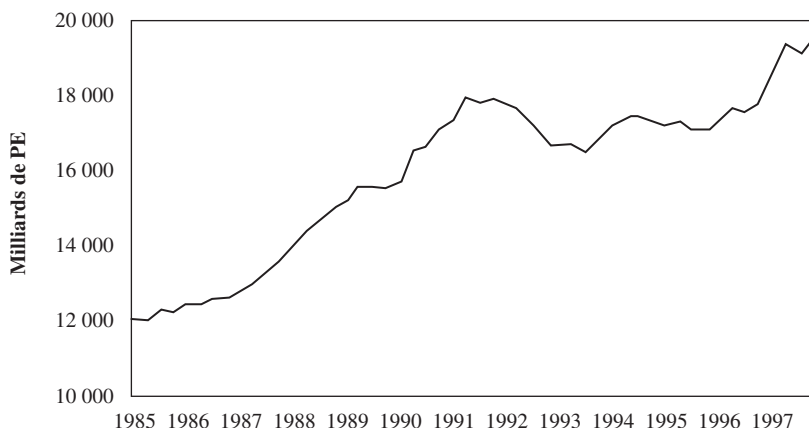
3. ANALYSE DYNAMIQUE DE LA CONVERGENCE STRUCTURELLE

L'analyse du degré de rapprochement des comportements de demande de monnaie dans les pays de l'espace européen passe par l'évaluation du processus de convergence des structures économiques et des paramètres structurels supposés

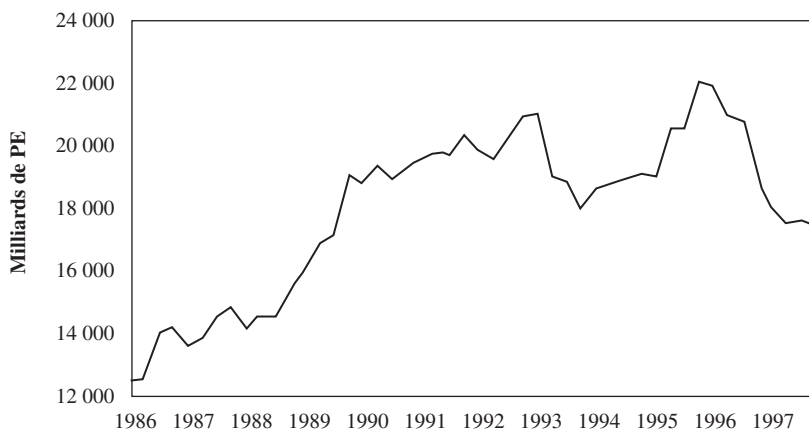
GRAPHIQUES 1 À 10 (suite)

ÉVOLUTION DES ENCAISSES RÉELLES POUR LES SIX PAYS

Espagne – M2



Espagne – M3

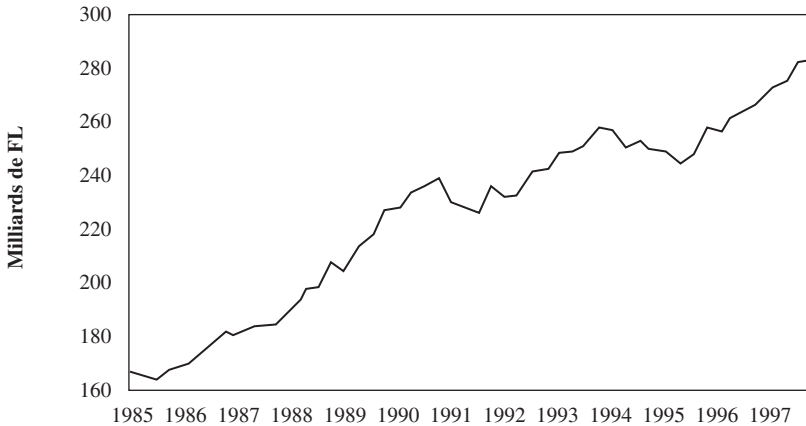


représenter les mécanismes économiques fondamentaux. Différentes approches permettent d'évaluer la convergence à long terme; les tests reposent usuellement sur des analyses de cointégration ou sur des modèles à paramètres variables. Une distinction peut être établie selon que le processus est stable ou qu'il évolue dans le temps à mesure que les séries convergent. En effet, le concept de convergence dérivé de la cointégration correspond à l'analyse d'un phénomène achevé dès le début de période, alors que le concept de convergence étudié au travers d'un modèle à paramètres variables débouche sur une analyse de la convergence en voie de réalisation. L'utilité d'une mesure dynamique de la convergence est manifeste;

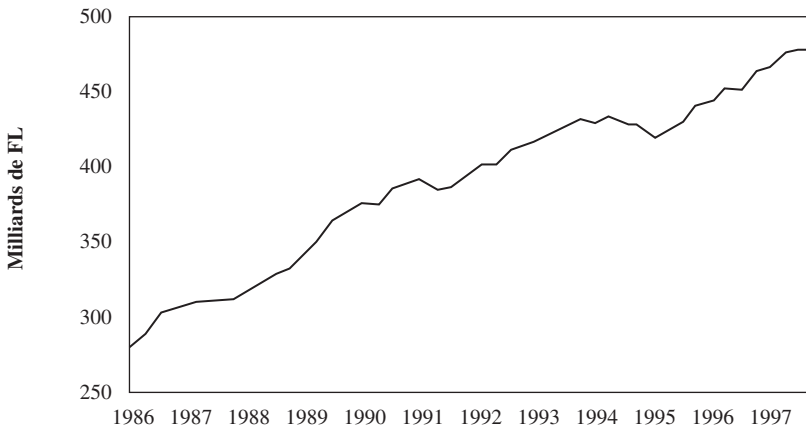
GRAPHIQUES 1 À 10 (suite)

ÉVOLUTION DES ENCAISSES RÉELLES POUR LES SIX PAYS

Pays-Bas – M2



Pays-Bas – M3



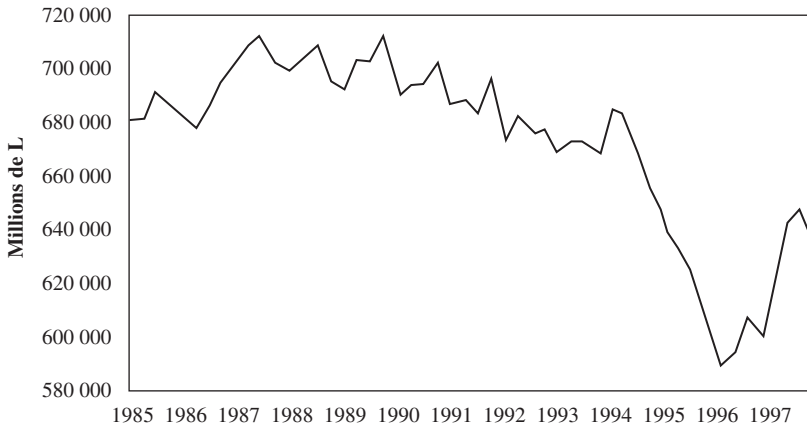
il semble évident que le degré de convergence entre les économies européennes a évolué sur la période 1982-1997. Nous considérons donc que la convergence n'est pas effective en début de période mais que le processus de convergence est en cours de réalisation sur la période d'étude.

Par ailleurs, l'instabilité des fonctions de demande de monnaie révélée par de nombreuses études plaide en faveur d'une représentation de la demande de monnaie sous la forme d'un modèle à coefficients variables. En effet, seule cette modélisation permet une analyse dynamique des changements structurels qui affectent

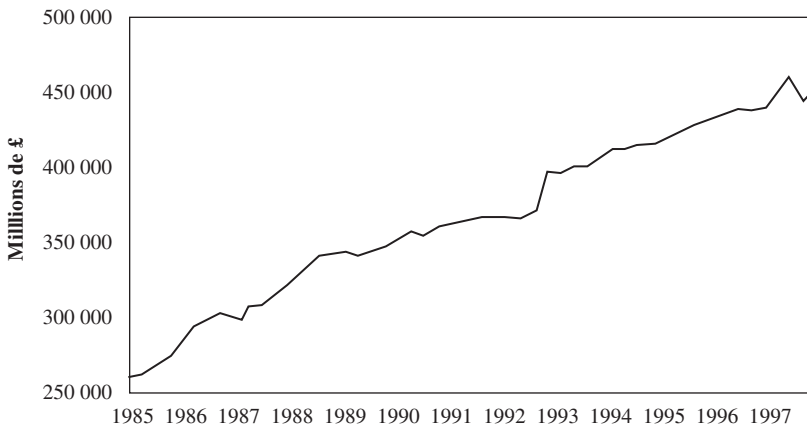
GRAPHIQUES 1 À 10 (suite)

ÉVOLUTION DES ENCAISSES RÉELLES POUR LES SIX PAYS

Italie – M2



Royaume-Uni – M2



les coefficients²⁴. C'est pourquoi, dans la lignée des travaux de Bomhoff (1991) et Stracca (2003), nous avons opté pour un modèle à coefficients variables.

Les modèles à coefficients variables appartiennent à la classe des modèles espace-état, qui ont un caractère très général, ils recouvrent un champ d'application large, incluant notamment tous les modèles ARIMA, (VAR dans le cas multivarié). Les modèles espace-état sont basés sur la modélisation de la structure observée des observations. Ils sont plus généraux, plus flexibles et plus transparents que les modèles de Box-Jenkins²⁵. Par ailleurs, ils permettent de s'abstraire des problèmes de stationnarité et de racine unitaire qui se posent préalablement à l'estimation d'un modèle de type ARIMA. En effet, les résultats du modèle à coefficients variables estimé par le filtre de Kalman restent valides en présence de séries non stationnaires²⁶. D'autre part, ce cadre d'analyse permet également de relâcher l'hypothèse de distribution gaussienne pour les bruits. Bien que les résultats du filtre de Kalman soient obtenus sous l'hypothèse de normalité, ils ont une plus large validité au sens de l'erreur quadratique moyenne minimum lorsque les variables concernées ne sont pas normalement distribuées²⁷.

3.1 Méthodologie

Pour analyser la convergence structurelle des comportements de demande de monnaie, nous réalisons des tests de convergence entre les pays pris deux à deux. Ces tests portent sur l'évolution des coefficients estimés par le filtre de Kalman et supposent que les spécifications de la fonction de demande de monnaie soient identiques pour chaque pays. Nous avons retenu un modèle d'ajustement partiel des encaisses réelles. Ce processus suppose qu'il existe des délais d'ajustement entre les grandeurs désirées et observées en raison de l'existence de coûts de transaction. Sous l'hypothèse d'égalité de l'encaisse réelle désirée (M^d / P) à l'encaisse réelle détenue (M / P), l'ajustement partiel réel traditionnel se présente de la façon suivante :

$$\Delta \text{Log} (M / P)_t = \lambda [\text{Log} (M^d / P)_t - (M / P)_{t-1}], 0 < \lambda < 1. \quad (2a)$$

Δ désigne l'opérateur de différence et λ la vitesse d'ajustement. En combinant les équations (1b) et (2a) et en supposant que les écarts à cette relation sont dis-

24. L'étude récente de Avouyi-Dovi *et alii* (2006) souligne les limites de l'approche traditionnelle en termes de cointégration. La fonction de demande de monnaie de la zone euro estimée dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreur s'est révélée très instable : les paramètres de court et de long terme, le nombre de relations de cointégration ainsi que la vérification des restrictions nécessaires à l'identification sont très sensibles à la période d'étude.

25. Durbin et Koopman (2001 : 52).

26. Le fait que les variables ne soient pas stationnaires sur la période considérée ne constitue pas un problème puisque les modèles à coefficients variables sont conçus pour traiter des données non stationnaires, les états étant toujours conditionnels à leur dernière réalisation.

27. Durbin et Koopman (2001 : 67).

tribués selon un processus bruit blanc, le modèle d’ajustement partiel proposé par Goldfeld en 1973 s’écrit :

$$\begin{aligned} \text{Log} (M / P)_t &= \lambda a + \lambda b \text{Log} (Y)_t + \lambda c DR_t + \lambda d \pi_t \\ &+ (1 - \lambda) \text{Log} (M / P)_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{2b}$$

avec $\varepsilon_t \sim BB (0, \sigma_\varepsilon^2)$.

L’évaluation de la convergence est, bien entendu, conditionnelle au choix du modèle théorique.

Nous supposons que pour chaque pays la demande de monnaie²⁸ est représentée par un modèle à coefficients variables de la forme²⁹ :

Pays *i* :

$$\begin{aligned} \text{Log} (M / P)_{i,t} &= a_{i,t} + b_{i,t} \text{Log} (PIB)_{i,t} + c_{i,t} DR + d_{i,t} \pi_{i,t} \\ &+ e_{i,t} \text{Log} (M / P)_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, t = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{3a}$$

Pays *j* :

$$\begin{aligned} \text{Log} (M / P)_{j,t} &= a_{j,t} + b_{j,t} \text{Log} (PIB)_{j,t} + c_{j,t} DR + d_{j,t} \pi_{j,t} \\ &+ e_{j,t} \text{Log} (M / P)_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t}, t = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{3b}$$

avec $\varepsilon_{i,t} \sim N (0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ et $\varepsilon_{j,t} \sim N (0, \sigma_{\varepsilon_j}^2)$. *M / P* désigne l’agrégat de monnaie en termes réels (*M2 / P* ou *M3 / P*), *PIB* le produit intérieur brut en volume, *DR* le différentiel entre le taux d’intérêt de long terme et celui de court terme, π le taux d’inflation et ε le terme d’erreur.

La convergence entre les comportements de demande de monnaie est évaluée à partir d’une « équation de différence » obtenue en soustrayant membre à membre l’équation de demande du pays *j* à l’équation de demande du pays *i* :

$$\begin{aligned} \text{Log} (M / P)_{i,t} - \text{Log} (M / P)_{j,t} &= a_{i,t} - a_{j,t} + b_{i,t} \text{Log} (PIB)_{i,t} - b_{j,t} \text{Log} (PIB)_{j,t} \\ &+ c_{i,t} DR_{i,t} - c_{j,t} DR_{j,t} + d_{i,t} \pi_{i,t} - d_{j,t} \pi_{j,t} + e_{i,t} \text{Log} (M / P)_{i,t-1} \\ &- e_{j,t} \text{Log} (M / P)_{j,t-1} + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{j,t}) \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{4}$$

28. Nous devons mentionner qu’il n’y a aucune garantie que le modèle à coefficients variables capture réellement une fonction de demande de monnaie, une interprétation structurelle ne pouvant pas être testée contrairement à la modélisation VECM. Néanmoins, l’instabilité des fonctions de demande de monnaie amène à s’interroger sur la pertinence des tests de restriction nécessaires à l’identification de la fonction de demande de monnaie dans le cadre de l’approche VECM. Dans l’article de Avouyi-Dovi *et alii* (2006), la statistique de test récursive de l’ensemble des restrictions nécessaires à l’identification invalide les restrictions sur près de la moitié de la période étudiée.

29. Nous avons introduit l’encaisse réelle retardée et l’inflation dans le modèle de demande, ce qui n’avait pas été réalisé dans l’étude précédente, (Lecarpentier-Moyal et Renou-Maissant, 1999).

En ajoutant et en retranchant simultanément dans le membre de droite $b_{j,t}$ $\text{Log}(PIB)_{i,t}$, $c_{j,t}$ $DR_{i,t}$, $d_{j,t}$ $\pi_{i,t}$, $e_{j,t}$ $\text{Log}(M/P)_{i,t-1}$, et en regroupant les termes, il en découle :

$$\begin{aligned} \text{Log}(M/P)_{i,t} - \text{Log}(M/P)_{j,t} &= (a_{i,t} - a_{j,t}) + (b_{i,t} - b_{j,t}) \text{Log}(PIB)_{i,t} \\ &+ b_{j,t} [\text{Log}(PIB)_{i,t} - \text{Log}(PIB)_{j,t}] + (c_{i,t} - c_{j,t}) DR_{i,t} + c_{j,t} (DR_{i,t} - DR_{j,t}) \\ &+ (d_{i,t} - d_{j,t}) \pi_{i,t} + d_{j,t} (\pi_{i,t} - \pi_{j,t}) + (e_{i,t} - e_{j,t}) \text{Log}(M/P)_{i,t-1} \\ &+ e_{j,t} [\text{Log}(M/P)_{i,t-1} - \text{Log}(M/P)_{j,t-1}] + \varepsilon_{ij,t} \text{ pour } t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (5)$$

avec $\varepsilon_{ij,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{j,t}$ et $\varepsilon_{ij,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{ij}}^2)$. En notant : $A_t^{i,j} = a_{i,t} - a_{j,t}$, $B_t^{i,j} = b_{i,t} - b_{j,t}$, $C_t^{i,j} = c_{i,t} - c_{j,t}$, $D_t^{i,j} = d_{i,t} - d_{j,t}$, $E_t^{i,j} = e_{i,t} - e_{j,t}$, il vient :

$$\begin{aligned} \text{Log}(M/P)_{i,t} - \text{Log}(M/P)_{j,t} &= A_t^{i,j} + B_t^{i,j} \text{Log}(PIB)_{i,t} \\ &+ b_{j,t} [\text{Log}(PIB)_{i,t} - \text{Log}(PIB)_{j,t}] + C_t^{i,j} DR_{i,t} + c_{j,t} (DR_{i,t} - DR_{j,t}) \\ &+ D_t^{i,j} \pi_{i,t} + d_{j,t} (\pi_{i,t} - \pi_{j,t}) + E_t^{i,j} \text{Log}(M/P)_{i,t-1} \\ &+ e_{j,t} [\text{Log}(M/P)_{i,t-1} - \text{Log}(M/P)_{j,t-1}] + \varepsilon_{ij,t} \text{ pour } t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (6)$$

Pour simplifier la présentation, l'équation précédente peut s'écrire :

$$y_t = Z'_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

avec $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

où $y_t = \text{Log}(M/P)_{i,t} - \text{Log}(M/P)_{j,t}$,

$$\begin{aligned} Z'_t &= (1, \text{Log}(PIB)_{i,t}, [\text{Log}(PIB)_{i,t} - \text{Log}(PIB)_{j,t}], DR_{i,t}, (DR_{i,t} - DR_{j,t}), \\ &\pi_{i,t}, (\pi_{i,t} - \pi_{j,t}), \text{Log}(M/P)_{i,t-1} [\text{Log}(M/P)_{i,t-1} - \text{Log}(M/P)_{j,t-1}]), \end{aligned}$$

$$\beta'_t = (A_t^{i,j}, B_t^{i,j}, b_t^{i,j}, C_t^{i,j}, c_t^{i,j}, D_t^{i,j}, d_t^{i,j}, E_t^{i,j}, e_t^{i,j}).$$

Nous pouvons écrire le modèle (7) sous la forme d'un modèle espace-état :

$$y_t = Z'_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

avec $\varepsilon_t \sim N(0, H)$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \eta_t \quad (9)$$

avec $\eta_t \sim N(0, Q)$ pour $t = 1, \dots, T$.

ε_t et η_t sont supposés sériellement et mutuellement indépendants. Le vecteur d'état initial β_1 est supposé indépendant de ε_t et η_t .

L'équation (8), appelée équation de mesure, a la structure d'un modèle de régression linéaire avec un vecteur des coefficients variant dans le temps. L'équation (9), appelée équation de transition, représente une marche aléatoire. Bien que ce modèle ait une forme simple, il ne s'agit pas d'un cas particulier

artificiel, il fournit une base pour l'analyse d'importants problèmes réels dans la pratique des séries temporelles³⁰. Puisque les marches aléatoires ne sont pas stationnaires, le modèle n'est pas stationnaire. La distribution des variables aléatoires y_t et β_t dépend du temps. En raison de la nature markovienne des modèles espace-état, les calculs nécessaires pour les applications peuvent être effectués sous une forme récursive. Pour calculer les estimations filtrées du vecteur d'état, l'algorithme optimal, appelé filtre de Kalman³¹ est utilisé. Les estimateurs du maximum de vraisemblance des paramètres d'états obtenus par l'application de l'algorithme du filtre de Kalman permettent de tracer l'évolution temporelle des coefficients et de se prononcer sur une éventuelle convergence de ces paramètres. Nous pourrions envisager la présence d'un processus de convergence structurelle si :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (A_t^{i,j} - A_{t+1}^{i,j}) = 0 \text{ et / ou } \lim_{t \rightarrow \infty} (B_t^{i,j} - B_{t+1}^{i,j}) = 0 \text{ et / ou } \lim_{t \rightarrow \infty} (C_t^{i,j} - C_{t+1}^{i,j}) = 0$$

$$\text{et / ou } \lim_{t \rightarrow \infty} (D_t^{i,j} - D_{t+1}^{i,j}) = 0 \text{ et / ou } \lim_{t \rightarrow \infty} (E_t^{i,j} - E_{t+1}^{i,j}) = 0.$$

L'examen graphique de l'évolution temporelle de ces coefficients permet alors de conclure à la convergence ou à la divergence des économies en termes de comportements de demande de monnaie. Si les coefficients de différence tendent vers une limite finie, nous pourrions conclure à la présence d'un processus de convergence. Nous pouvons opérer une distinction entre convergence vers le même niveau (si la limite est nulle) et convergence à une constante près (dans les autres cas)³². Un critère strict de convergence conduit à privilégier la convergence vers un même niveau, qui s'interprète comme une tendance à l'homogénéité des comportements de demande de monnaie et signifie que la différence de sensibilité des fonctions de demande de monnaie entre deux pays tend vers zéro. En revanche, la convergence à une constante près est un critère plus souple qui signifie que la dispersion entre les coefficients des deux pays diminue et qu'un rapprochement s'est effectué. Lorsque le coefficient de différence n'est pas significativement différent de zéro en fin de période, nous parlerons de convergence en niveau, dans le cas contraire, il s'agira de convergence à une constante près.

Bien entendu, si certains coefficients structurels tendent à converger alors que d'autres divergent, il s'avère alors difficile de se prononcer clairement sur la présence ou l'absence d'un phénomène de convergence structurelle. En toute rigueur, la convergence des comportements de demande de monnaie requiert la convergence de tous les coefficients. Nous procédons donc à une analyse de la convergence de tous les paramètres de la fonction de demande de monnaie. Cependant, la non-convergence du coefficient associé à l'encaisse réelle retardée implique des délais d'ajustement différents mais ne remet pas en cause la mise en œuvre d'un processus de convergence des comportements de demande de monnaie.

30. Durbin et Koopman (2001).

31. Voir Harvey (1992).

32. Voir Fuss (1999).

3.2 Résultats

L'estimation de modèles de différence impose de choisir un pays de référence. Nous avons opté pour l'Allemagne en raison du poids économique prépondérant de ce pays au sein de l'Europe. Par ailleurs, la fonction de demande de monnaie allemande s'est révélée très stable comparativement à celle des pays étudiés et cela malgré le choc de la réunification allemande (Bordes *et alii*, 2001; Lecarpentier-Moyal et Renou-Maissant, 1999). Nous avons effectué des estimations en retenant successivement les masses monétaires $M2$ et $M3$.

Les résultats des estimations sont consignés dans l'annexe A2. Il s'agit d'estimations réalisées sur la période globale, les coefficients s'interprètent comme la valeur estimée en fin de période, c'est-à-dire pour le dernier trimestre de l'année 1997. Conformément aux recommandations de Durbin et Koopman (2001), les tests usuels d'autocorrélation et de normalité des erreurs ont été réalisés sur les erreurs de prévision standardisées. L'autocorrélation des erreurs a été corrigée par la méthode qu'ils préconisent. Celle-ci consiste à appliquer une transformation au modèle de manière à diagonaliser la matrice des variances et covariances des erreurs, H_t ³³. Les résultats obtenus sont globalement satisfaisants : concernant les erreurs de prévision standardisées, les statistiques des tests de Jarque-Bera et de Ljung-Box ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle il s'agit d'un bruit blanc, excepté dans le cas de l'Espagne pour l'agrégat $M2$, la normalité des résidus n'ayant pas pu être établie.

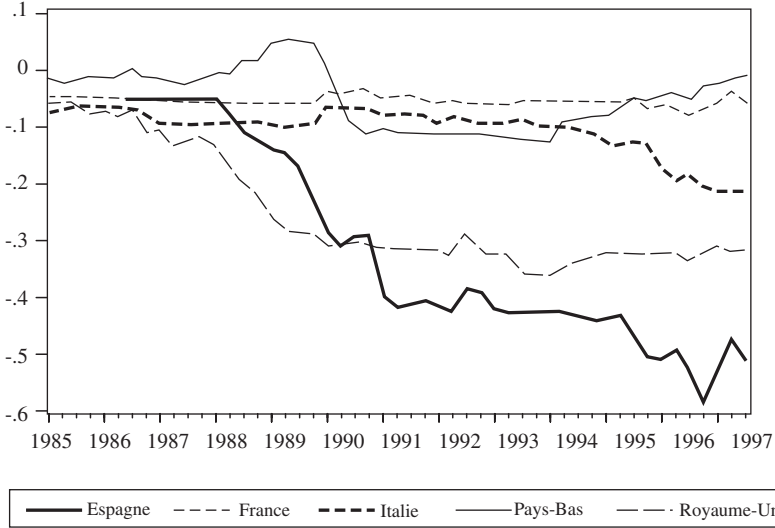
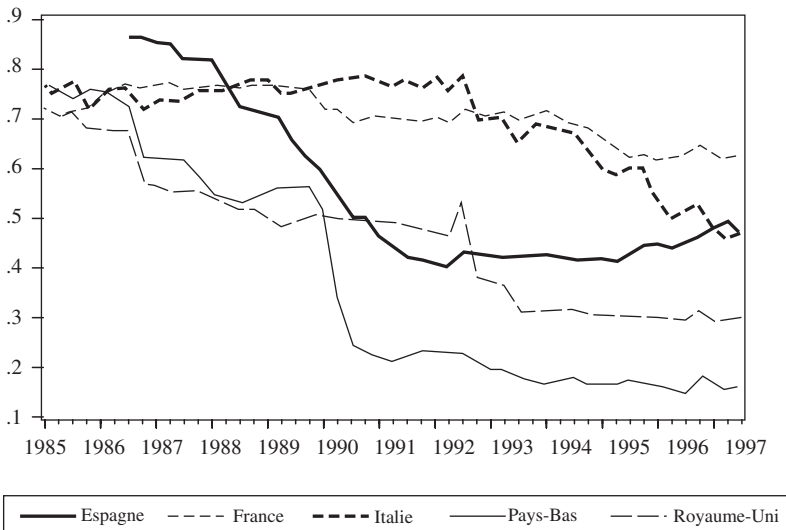
Les graphiques 11 à 15 reproduisent l'évolution temporelle des coefficients de différence estimés entre l'Allemagne et les cinq autres pays en utilisant l'encaisse $M2$. En ce qui concerne l'encaisse réelle retardée et le différentiel de taux d'intérêt, la convergence est clairement établie. Pour le différentiel de taux d'intérêt, la convergence entre l'Espagne et l'Allemagne semble acquise dès le début des années 1990, elle s'effectue plus tardivement pour tous les autres pays, vers le milieu des années 1990. Les coefficients de différence sont non significativement différents de zéro pour un risque d'erreur de 5 % pour les Pays-Bas et le Royaume-Uni, et significativement différents de zéro pour les trois autres pays. Nous pouvons donc parler de convergence vers un même niveau entre l'Allemagne, les Pays-Bas et le Royaume-Uni, ou encore d'homogénéité des comportements de demande de monnaie par rapport aux variations des différentiels de taux d'intérêt. En revanche, la convergence s'établit à une constante près pour les autres pays.

Pour l'encaisse réelle retardée, la convergence entre l'Espagne, les Pays-Bas et l'Allemagne date du début des années 1990, pour les autres pays elle devient effective à partir de 1994. La convergence s'effectue à une constante près pour la France et l'Espagne, ce qui signifie que les vitesses d'ajustement de la demande de monnaie diffèrent d'un pays à l'autre. Pour les Pays-Bas et le Royaume-Uni,

33. Toutes les estimations ont été réalisées selon cette méthode, sauf pour l'agrégat espagnol $M2$ puisqu'aucune autocorrélation des erreurs n'est apparue.

GRAPHIQUES 11 À 15

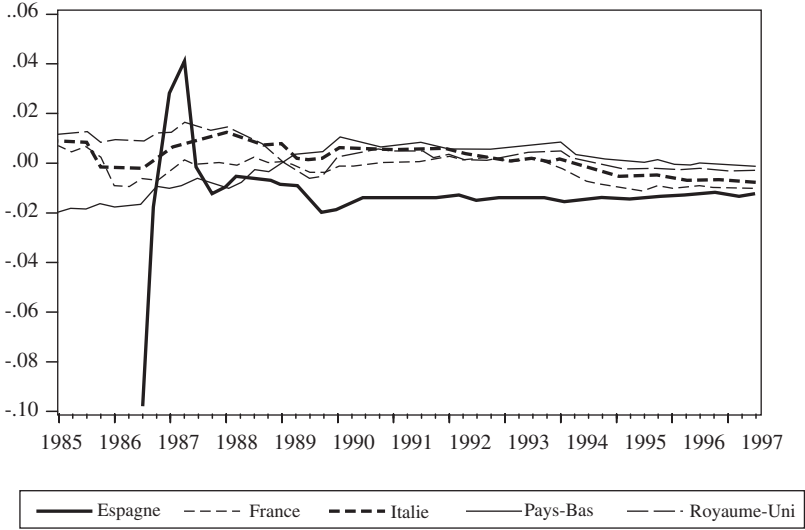
ÉVOLUTION DES VALEURS PRISES PAR LES COEFFICIENTS STRUCTURELS
(AGRÉGAT DE MONNAIE M2 – PAYS DE RÉFÉRENCE L'ALLEMAGNE)

Constante**PIB**

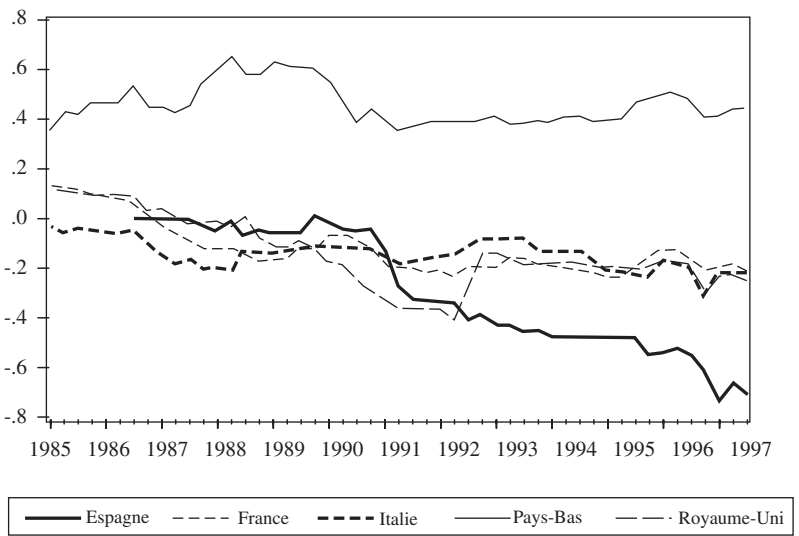
GRAPHIQUES 11 À 15 (suite)

ÉVOLUTION DES VALEURS PRISES PAR LES COEFFICIENTS STRUCTURELS
(AGRÉGAT DE MONNAIE M2 – PAYS DE RÉFÉRENCE L'ALLEMAGNE)

Différentiel de taux d'intérêt

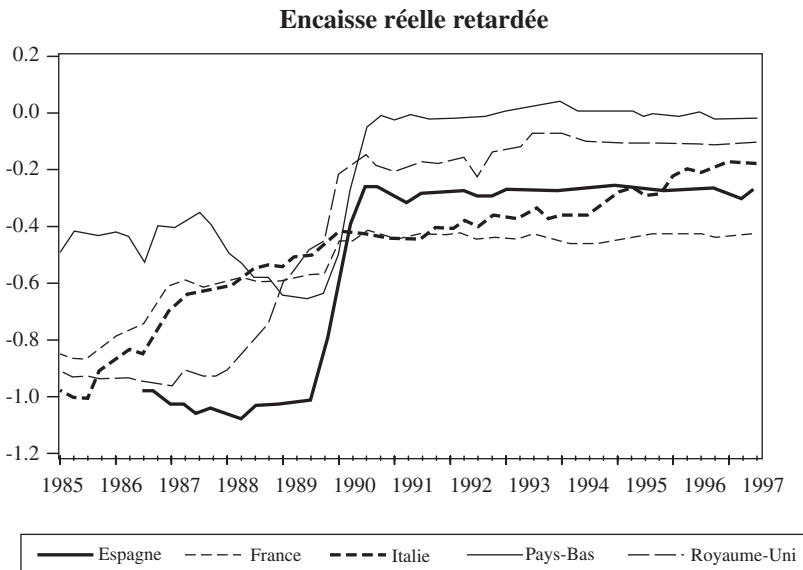


Taux d'inflation



GRAPHIQUES 11 À 15 (suite)

ÉVOLUTION DES VALEURS PRISES PAR LES COEFFICIENTS STRUCTURELS
(AGRÉGAT DE MONNAIE $M2$ – PAYS DE RÉFÉRENCE L'ALLEMAGNE)



nous constatons la réalisation d'un processus de convergence en niveau. En ce qui concerne l'Italie, l'évolution du coefficient de différence associée à l'encaisse retardée ne permet pas de mettre en évidence un processus de convergence, néanmoins ce coefficient s'avère non significativement différent de zéro pour un risque d'erreur de 5 %, ce qui indique une vitesse d'ajustement identique entre l'Allemagne et l'Italie en fin de période.

En ce qui concerne le *PIB*, nous observons une tendance au rapprochement des comportements en fin de période : à partir de 1993 pour les Pays-Bas et le Royaume-Uni et plus tardivement pour la France. Pour les Pays-Bas, nous pouvons parler de convergence en niveau, pour les deux autres pays, la convergence s'effectue à une constante près. En revanche, nous n'observons pas de processus de convergence de l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au *PIB* pour l'Espagne et l'Italie.

Les coefficients de différence associés au taux d'inflation présentent une évolution heurtée sur la période d'étude, ce qui laisse augurer l'absence de tout processus de convergence. Néanmoins, ces coefficients sont tous non significativement différents de zéro pour un risque d'erreur de 5 %, ce qui traduit en fait l'homogénéité des fonctions de demande de monnaie par rapport aux variations des taux d'inflation.

Seul le coefficient de différence relatif à l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au *PIB* en Italie et en Espagne ne semble pas converger sur la période étudiée. Les autres coefficients de différence exhibent une convergence en niveau ou à une constante près selon les pays et les variables. Globalement, les résultats plaident en faveur d'un rapprochement des comportements de demande de monnaie des cinq pays par rapport à l'Allemagne. Le processus de convergence paraît plus abouti en France, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas puisque la convergence est établie pour toutes les élasticités ou semi-élasticités. Nous pouvons donc en déduire qu'il y a convergence structurelle des comportements de demande de monnaie entre la France, le Royaume-Uni, les Pays-Bas et l'Allemagne. En ce qui concerne les Pays-Bas et l'Allemagne, la convergence des coefficients de différence s'établit en niveau pour toutes les variables³⁴, nous pouvons donc conclure à l'homogénéité des fonctions de demande de monnaie de ces deux pays relativement à l'agrégat *M2*.

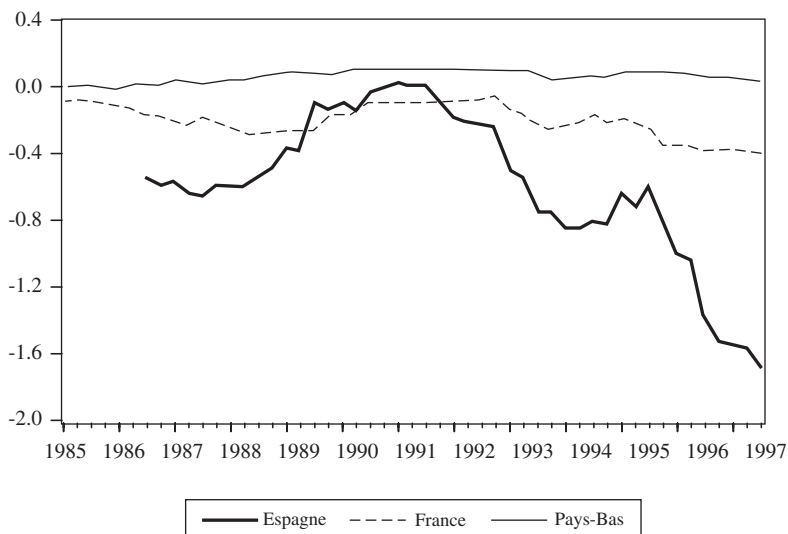
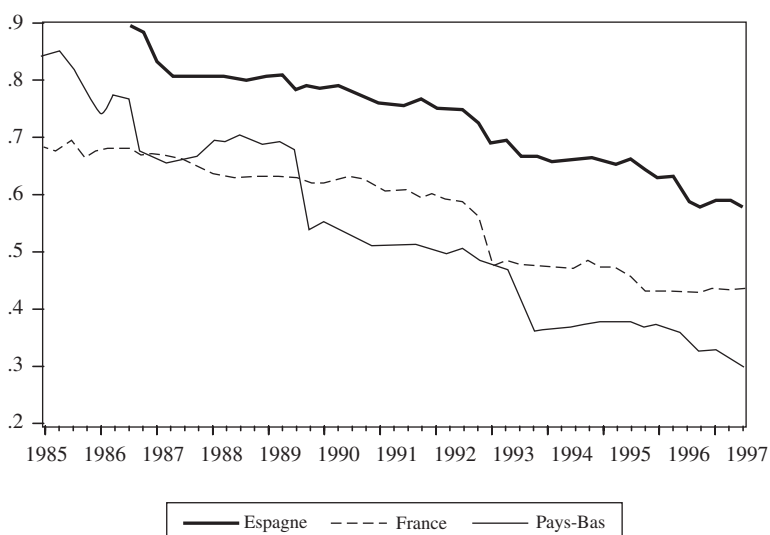
Les graphiques 16 à 20 présentent l'évolution temporelle des coefficients de différence estimés entre l'Allemagne et trois pays (Espagne, France, Pays-Bas) en retenant l'agrégat *M3*. Nous constatons que les résultats concernant la France sont assez proches de ceux obtenus en utilisant *M2*. Nous pouvons établir une convergence des comportements de demande de monnaie entre la France et l'Allemagne, datée du milieu des années 1990. La convergence s'établit en niveau pour l'inflation et le différentiel de taux d'intérêt et à une constante près pour le *PIB* et l'encaisse réelle retardée. Pour l'Espagne et les Pays-Bas, la mise en œuvre d'un processus de convergence s'avère difficile à établir : nous n'observons pas de convergence en ce qui concerne l'encaisse réelle retardée et le *PIB*. Pour le taux d'inflation et le différentiel de taux d'intérêt, la convergence s'établit à une constante près aux Pays-Bas et en niveau pour l'Espagne. L'agrégat *M3* espagnol a connu des évolutions contrastées sur l'ensemble de la période en raison de phénomènes de substitution entre actifs monétaires et non monétaires ce qui peut expliquer les différences obtenues lors des estimations du modèle avec *M2* et *M3*. En ce qui concerne les Pays-Bas, les résultats diffèrent également selon l'agrégat considéré. On peut trouver une explication à ces différences dans la composition des agrégats. Les deux sous-agrégats *M3-M2* allemand et hollandais retiennent les dépôts d'épargne. Cependant, ces dépôts d'épargne peuvent recouvrir des réalités différentes en termes de véhicules d'épargne et d'échéances. Par ailleurs, les taux de rémunération de ce type de placement et la fiscalité associée diffèrent dans ces deux pays.

D'une manière générale, à la veille de la mise en place de l'UEM, un processus de convergence semble bien engagé, bien que la convergence s'établit le plus souvent à une constante près, ce qui signifie que les élasticités et semi-élasticités de la demande de monnaie se sont rapprochées mais restent différentes selon les pays.

34. Au quatrième trimestre de 1997, seul le coefficient associé à la variable endogène retardée s'est révélé significatif (Cf. annexe A2).

GRAPHIQUES 16 À 20

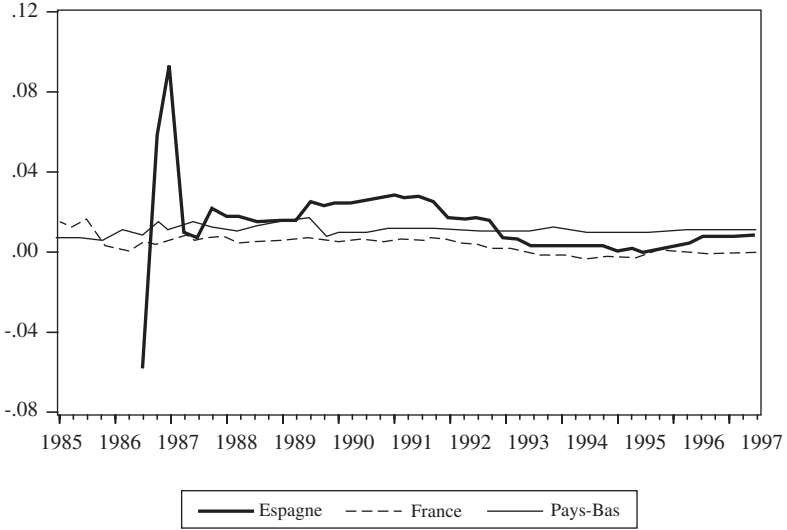
ÉVOLUTION DES VALEURS PRISES PAR LES COEFFICIENTS STRUCTURELS
(AGRÉGAT DE MONNAIE $M2$ – PAYS DE RÉFÉRENCE L'ALLEMAGNE)

Constante**PIB**

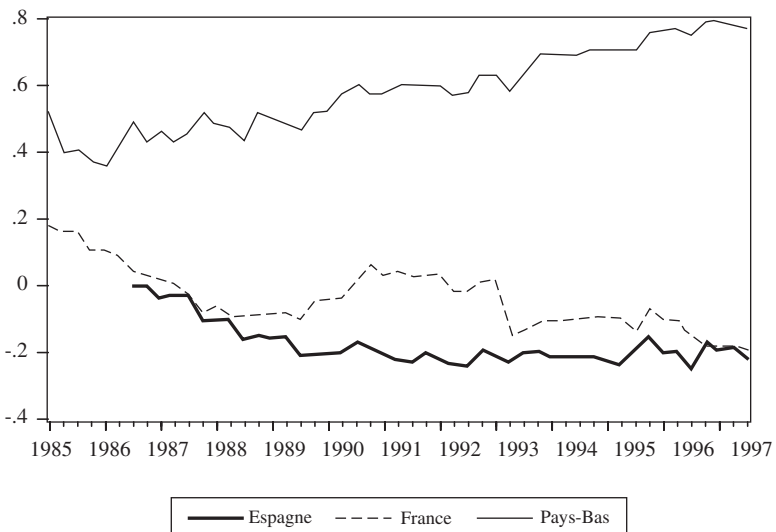
GRAPHIQUES 16 À 20 (suite)

ÉVOLUTION DES VALEURS PRISES PAR LES COEFFICIENTS STRUCTURELS
(AGRÉGAT DE MONNAIE M2 – PAYS DE RÉFÉRENCE L'ALLEMAGNE)

Différentiel de taux d'intérêt

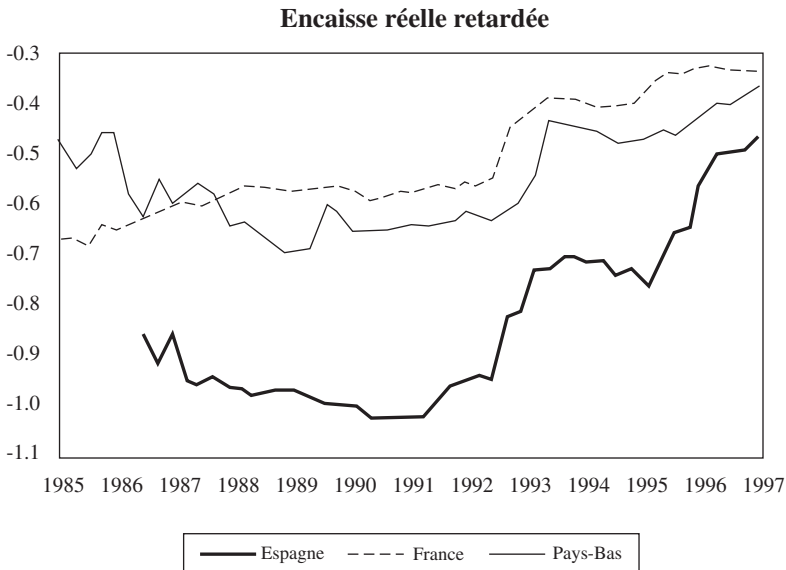


Taux d'inflation



GRAPHIQUES 16 À 20 (suite)

ÉVOLUTION DES VALEURS PRISES PAR LES COEFFICIENTS STRUCTURELS
(AGRÉGAT DE MONNAIE $M2$ – PAYS DE RÉFÉRENCE L'ALLEMAGNE)



Le processus de convergence n'est donc pas achevé, l'homogénéité des comportements de demande de monnaie ayant été observée dans un seul cas (pour $M2$ aux Pays-Bas). Ces résultats s'expliquent par la persistance de spécificités nationales en termes d'offre de produits, de leur rémunération, de leur fiscalité et des habitudes des agents par rapport à la demande de monnaie. Ils sont également en adéquation avec les études réalisées dans les années 1990 mettant en exergue la stabilité de la demande de monnaie dans l'ensemble de la future zone euro, les idiosyncrasies nationales disparaissant par agrégation. Cependant, la mise en place de l'UEM devrait se traduire à terme par une accélération du processus de convergence, voire une homogénéité des comportements de demande, en raison d'une politique monétaire unique et d'une harmonisation de la fiscalité et de la réglementation, ce qui devrait conduire à une réduction du différentiel d'inflation entre les pays.

Par ailleurs, nous observons une similitude entre les comportements de demande de monnaie au Royaume-Uni et ceux des pays appartenant à l'UEM, tels l'Allemagne, la France et les Pays-Bas. Le Royaume-Uni dispose par conséquent de facteurs culturels en termes d'aversion au risque et de comportement à l'égard de la monnaie proches de ceux observés dans les pays membres de l'UEM. En ce qui concerne les pays du Sud de l'Europe tels l'Italie et l'Espagne, certaines différences apparaissent dans les comportements de demande de monnaie qui peuvent

être liées au développement plus tardif de la sphère financière et aux décalages conjoncturel et structurel.

CONCLUSION

La question du degré de rapprochement des comportements de demande de monnaie avant l'UEM demeure une question importante pour la mise en place de la politique monétaire unique. En effet, dans le cas de comportements hétérogènes, il peut apparaître des divergences régionales d'inflation entre les pays participants, ce qui peut poser des problèmes pour la conduite de la politique monétaire unique. Ainsi, cette dernière doit-elle réduire au maximum l'inflation dans chaque pays ou doit-elle s'attacher à réduire une moyenne des taux d'inflation observée dans la zone? Le traité de Maastricht a établi que la politique monétaire doit se concentrer sur les évolutions agrégées des prix dans la zone, mesurées par l'indice harmonisé des prix à la consommation, l'IPCH. Cependant, la persistance d'écart d'inflation peut nuire à la capacité de la politique monétaire commune d'agir efficacement. En effet, des pays qui enregistrent des taux d'inflation constamment inférieurs à la moyenne s'exposent à des périodes durables de déflation (effet Balassa-Samuelson). L'objet de cet article était justement de faire le point sur l'état d'avancement de la convergence structurelle des demandes de monnaie européennes, avant la mise en place de l'euro en 1999.

L'utilisation de modèles à coefficients variables a permis d'identifier un processus de rapprochement des comportements de demande de monnaie entre les six pays étudiés. Pour la plupart des pays et pour l'agrégat *M2*, nos résultats nous amènent à conclure à la convergence structurelle mais ne permettent pas d'établir l'homogénéité des besoins d'encaisses réelles³⁵. Pour l'inflation, la convergence s'établit en niveau, excepté pour *M3* aux Pays-Bas. Pour le différentiel de taux, la convergence est assurée dans tous les cas, soit en niveau, soit à une constante près. En revanche, pour le *PIB*, le processus de convergence ne semble pas en cours de réalisation dans tous les pays : aucune convergence n'a été établie en Espagne pour l'agrégat *M2*, ainsi qu'en Espagne et aux Pays-Bas pour *M3*. D'une manière générale, un processus de convergence semble à l'œuvre mais il n'est pas achevé, l'homogénéité ayant été observée dans un seul cas (pour *M2* aux Pays-Bas).

Bien entendu, les résultats obtenus sont conditionnés par le choix du modèle théorique et des agrégats de monnaie. Nous avons constaté que, pour les Pays-Bas, les résultats diffèrent selon l'agrégat retenu. Les agrégats utilisés étant non harmonisés, des biais sur les paramètres de différence estimés peuvent en résulter, par exemple l'agrégat *M2* en Italie est un agrégat large qui se rapproche plus de la définition de *M3* dans d'autres pays. Une étude menée sur des agrégats harmonisés permettrait une meilleure appréhension de l'homogénéité des comportements de demande de monnaie.

35. Ces résultats corroborent ceux obtenus dans l'étude précédente.

L'arrivée de l'euro avec la constitution d'une Europe bancaire et financière va considérablement affecter les comportements de gestion d'encaisses des agents non financiers et notamment des ménages. Le renforcement de la concurrence entre banques, le rapprochement des pratiques bancaires, l'unification des marchés des capitaux et la politique monétaire unique se traduiront par des évolutions dans la rémunération des actifs plus proche, par une gamme de produits offerts aux agents plus homogènes et par un alignement progressif de la fiscalité. Par ailleurs, la disparition du risque de change dans les pays de la zone euro peut aussi affecter l'allocation d'actifs monétaires. Ainsi, il est fort probable que ces différents phénomènes renforceront la convergence structurelle et aboutiront à une plus grande homogénéité des comportements de demande de monnaie à l'avenir. Cependant, des analyses récentes³⁶ tendent à montrer que les écarts d'inflation dans la zone euro apparaissent très persistants, contrairement à ceux enregistrés dans 14 zones urbaines des États-Unis. Ainsi, les recommandations au niveau de la politique monétaire sont les suivantes : la banque centrale doit se fixer comme objectif le maintien du taux d'inflation à un niveau bas, mais pas trop proche de zéro (afin de disposer d'une marge de sécurité suffisante pour se prémunir contre les risques de déflation) dans l'ensemble de la zone monétaire; elle doit prendre en compte les informations désagrégées au lieu de considérer exclusivement les informations agrégées, couvrant l'ensemble de la zone. Dès lors, l'analyse de la convergence des comportements de demandes de monnaie nationales demeure une question très actuelle puisque la persistance de différentiels d'inflation dénote un fort enracinement des différences nationales en matière de gestion d'encaisses.

En ce qui concerne l'élargissement de l'Union européenne, les résultats obtenus dans cette étude ne sont pas très encourageants. En effet, si l'homogénéité des comportements de demande de monnaie n'a pas pu être établie entre des pays bénéficiant de structures économiques relativement semblables, nous pouvons émettre des réserves quant aux résultats en termes de convergence et d'homogénéité dans une Europe élargie. Néanmoins, la réflexion nous semble devoir être poursuivie afin d'étudier si les nouveaux pays membres sont engagés dans un processus de convergence des comportements de demande de monnaie. La seule difficulté reste l'obtention d'une base de données suffisamment longue pour pouvoir effectuer des estimations économétriques.

36. BCE, Bulletin mensuel, mai 2005.

ANNEXE A1

COMPOSITION DES AGRÉGATS DE MONNAIE PAR PAYS (DÉFINITION DE 1997)

TABLEAU A1.1

Pays		Composantes
Allemagne	<i>M2</i>	<ul style="list-style-type: none"> - Billets et monnaies divisionnaires en circulation - Dépôts à vue - Dépôts à terme, durée < 4 ans
	<i>M3</i>	<ul style="list-style-type: none"> - <i>M2</i> + - Dépôts avec préavis d'au plus 3 mois
Espagne	<i>M2</i>	<ul style="list-style-type: none"> - Billets et monnaies divisionnaires en circulation - Dépôts à vue - Dépôts d'épargne (comptes sur livrets)
	<i>M3</i>	<ul style="list-style-type: none"> - <i>M2</i> + - Dépôts à terme - Dépôts en devises étrangères - Certificats de dépôts - Opérations à réméré - Obligations à moyen terme (3-6 ans)
France	<i>M2</i>	<ul style="list-style-type: none"> - Billets et monnaies divisionnaires en circulation - Dépôts à vue - Dépôts d'épargne (comptes sur livrets)
	<i>M3</i>	<ul style="list-style-type: none"> - <i>M2</i> + - Dépôts en devises étrangères - Dépôts à terme - Bons de caisse et d'épargne - Bons du Trésor sur formules - Bons de la Poste - Opérations à réméré et de prise en pension de titres - Titres d'OPCVM monétaires - Parts de fonds commun de créances à moins de 5 ans - Certificats de dépôts - Bons des institutions et des sociétés financières - Bons à moyen terme négociables

TABLEAU A1.1 (suite)

Pays		Composantes
Italie	<i>M2</i>	<ul style="list-style-type: none"> - Billets et monnaies divisionnaires en circulation - Comptes courants - Dépôts spontanés auprès de la Banque d'Italie - Dépôts d'épargne (libres ou à terme) - Livrets d'épargne - Certificats de dépôts
Pays-Bas	<i>M2</i>	<ul style="list-style-type: none"> - Billets et monnaies divisionnaires en circulation (résidents et non résidents) - Dépôts à vue - Dépôts à terme - Dépôts en devises étrangères - Certificats de dépôts - Bons de caisse au porteur
	<i>M3</i>	<ul style="list-style-type: none"> - <i>M2</i> + - Dépôts d'épargne
Royaume-Uni	<i>M2</i>	<ul style="list-style-type: none"> - Billets et monnaies divisionnaires en circulation - Dépôts bancaires de petits montants - Comptes d'épargne exonérés d'impôts - Parts détenus par les particuliers et les personnes morales < 50 000 livres sterling auprès des « Building Societies »
	<i>M4</i>	<ul style="list-style-type: none"> - <i>M2</i> + - Certificats de dépôts - Dépôts ou titres d'échéance initiale ≤ à 5 ans.

ANNEXE A2

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS POUR LA PÉRIODE GLOBALE

TABLEAU A2.1

AGRÉGAT DE MONNAIE *M2*

	France	Pays-Bas	Italie	Royaume- Uni	Espagne
Constante	-0,0583* (0,2563)	-0,0120* (0,2898)	-0,2144* (0,3025)	-0,3175* (0,3236)	-0,5005* (0,2559)
Log (PIB)_i	0,6235 (0,1268)	0,1592* (0,1034)	0,4693 (0,1163)	0,2986 (0,1355)	0,4681 (0,1312)
Log (PIB)_i - Log (PIB)_j	-0,2239* (0,1820)	0,0954* (0,0810)	0,2814* (0,1513)	0,3952 (0,1193)	0,0771* (0,1374)
DR_i	-0,0106 (0,0028)	-0,0015* (0,0034)	-0,0081 (0,0040)	-0,0028* (0,0035)	-0,0128 (0,0020)
$DR_i - DR_j$	0,0017* (0,0045)	-0,0143* (0,0093)	0,0031* (0,0030)	-0,0021* (0,0023)	0,0014* (0,0017)
π_i	-0,2164* (0,3560)	0,4433* (0,3374)	-0,2516* (0,3762)	-0,2205* (0,3500)	-0,6869* (0,3703)
$\pi_i - \pi_j$	-0,4920* (0,3321)	-0,3074* (0,2533)	-0,7663 (0,3310)	-0,5578 (0,3187)	-0,6494* (0,3850)
$\text{Log (M/P)}_{i,t-1}$	-0,4268 (0,0892)	-0,0210* (0,0548)	-0,1808* (0,1052)	-0,1079* (0,0749)	-0,2693 (0,0902)
$\text{Log (M/P)}_{i,t-1}$ - $\text{Log (M/P)}_{j,t-1}$	1,1497 (0,0416)	0,7451 (0,0737)	0,9715 (0,0786)	0,7780 (0,0958)	1,1609 (0,0889)

TABLEAU A2.1 (suite)
AGRÉGAT DE MONNAIE *M2*

	France	Pays-Bas	Italie	Royaume- Uni	Espagne
\bar{R}^2	0,9974	0,9577	0,9953	0,9918	0,9801
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0,0130	0,0166	0,0171	0,0183	0,0160
<i>Q</i>	14,7148	16,6213	16,5994	12,1729	15,16
Significativité	0,4722	0,3420	0,3434	0,6659	0,175
<i>JB</i>	3,5303	2,4028	1,2484	3,1636	6,1425
Significativité	0,1712	0,3008	0,5357	0,2056	0,0464
<i>AIC</i>	-259,3412	-242,7722	-239,5006	-225,5695	-192,4096
<i>SCH</i>	-240,4921	-223,9231	-220,6515	-206,7204	-175,9519
<i>HAN</i>	-251,9683	-235,3993	-232,1277	-218,1966	-186,2447

NOTE : Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écarts-types.

* Le coefficient estimé n'est pas significativement différent de zéro pour un risque d'erreur de 5 %.

Q représente la statistique de Ljung-Box, $\hat{\sigma}_\varepsilon$ l'écart-type de la régression, *JB* la statistique de Jarque-Bera.

AIC, *SCH* et *HAN* correspondent aux critères d'information respectivement d'Akaike, de Schwartz et de Hannan-Quinn.

ANNEXE A2
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS POUR LA PÉRIODE GLOBALE

TABLEAU A2.2
AGRÉGAT DE MONNAIE $M3$

	France	Pays-Bas	Espagne
Constante	-0,3890* (0,2909)	0,0332* (0,2580)	-1,6761* (0,9272)
Log (PIB)_i	0,4361 (0,1388)	0,2992 (0,0849)	0,5800 (0,1767)
$\text{Log (PIB)}_i - \text{Log (PIB)}_j$	-0,1114* (0,1611)	-0,2446 (0,0831)	-0,0053* (0,2399)
DR_i	-0,0006* (0,0041)	0,0105 (0,0034)	0,0090* (0,0056)
$DR_i - DR_j$	0,0003* (0,0036)	-0,0033* (0,0063)	-0,0011* (0,0052)
π_i	-0,1953* (0,3236)	0,7727 (0,2432)	-0,2084* (0,4121)
$\pi_i - \pi_j$	-0,1503* (0,2942)	-0,4777* (0,1718)	-0,0890* (0,4407)
$\text{Log (M/P)}_{i,t-1}$	-0,3308 (0,1169)	-0,3653 (0,0797)	-0,4667 (0,1846)
$\text{Log (M/P)}_{i,t-1} - \text{Log (M/P)}_{j,t-1}$	1,0619 (0,1078)	0,5688 (0,0906)	0,4572 (0,1235)

TABLEAU A2.2 (suite)
AGRÉGAT DE MONNAIE *M3*

	France	Pays-Bas	Espagne
\bar{R}^2	0,8734	0,9827	0,9129
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0,0183	0,0139	0,0620
<i>Q</i>	22,9550	23,9703	13,9785
Significativité	(0,0851)	(0,0656)	(0,2342)
<i>JB</i>	0,4282	0,5273	0,8236
Significativité	(0,8073)	(0,7682)	(0,6625)
<i>AIC</i>	-219,7015	-256,7299	-73,5828
<i>SCH</i>	-200,8524	-237,8808	-57,3228
<i>HAN</i>	-212,3286	-249,3570	-67,5212

NOTE : Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écarts-types.

* Le coefficient estimé n'est pas significativement différent de zéro pour un risque d'erreur de 5%.

Q représente la statistique de Ljung-Box, $\hat{\sigma}_\varepsilon$ l'écart-type de la régression, *JB* la statistique de Jarque-Bera.

AIC, *SCH* et *HAN* correspondent aux critères d'information respectivement d'Akaike, de Schwartz et de Hannan-Quinn.

BIBLIOGRAPHIE

- ANGELONI, I. et M. EHRMANN (2004), « Euro Inflation Differentials », BCE, Working Paper, 388 : 1-24.
- ARNOLD, I.J.M. (1997), « Monetary Targeting in the EMU: Lessons from the United States », *Kredit und Kapital*, 30 (3) : 348-368.
- ARNOLD, I.J.M. (1999), « Monetary Convergence after German Reunification: Evidence from Regional Data », papier disponible sur le site de l'auteur.
- ARTIS, M. (1996), « Currency Substitution in European Financial Markets », in MIZEN, P. et E. PENTECOST, *The Macroeconomics of International Currencies, Theory, Policy and Evidence*, Edward Elgar, p. 139-154.
- ARTIS, M.J., R.C. BLADEN-HOVELL et W. ZHANG (1992), « A European Money Demand Function », in MASSON, P. et M. TALOR (éds), *Policy Issues in the Operation of Currency Unions*, Cambridge University Press.
- ARTIS, M. et A. BEYER (2004), « Issues in Money Demand: The Case of Europe », *Journal of Common Market Studies*, 42 (4) : 717-736.
- AVOUYI-DOVI, S., A. DIOP, E.-C. FONTENY, E. GERVAIS, P. JACQUINOT, J.-S. MÉSONNIER et J.-G. SAHUC (2003), « Une estimation d'une fonction de demande de monnaie pour la zone euro : une synthèse des résultats », *Bulletin de la Banque de France*, 111 : 47-72.
- AVOUYI-DOVI, S., M. BRUN, A. DREYFUS, V. OUNG, A. DIOP et J.-G. SAHUC (2006), « La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen », *Bulletin de la Banque de France*, 142 : 23-39.
- BANQUE CENTRALE EUROPÉENNE (2003), « Dispersion de l'inflation dans les pays de la zone euro et zones urbaines américaines », *Bulletin mensuel*, avril.
- BANQUE CENTRALE EUROPÉENNE (2004), « La politique monétaire de la BCE », Rapport : 1-134.
- BANQUE CENTRALE EUROPÉENNE (2005), « La politique monétaire et les écarts d'inflation dans une zone monétaire hétérogène », *Bulletin mensuel*, mai : 61-77.
- BANQUE CENTRALE EUROPÉENNE (2005), « Demande de monnaie et incertitude », *Bulletin mensuel*, octobre : 59-75.
- BENIGNO, P. (2004), « Optimal Monetary Policy in a Currency Area », *Journal of International Economics*, 63 : 293-320.
- BEYER, A. (1998), « Modelling Money Demand in Germany », *Journal of Applied Econometrics*, 13 (1) : 57-76.
- BOMHOFF, E. (1991), « Stability and Velocity in the Major Industrial Countries: A Kalman Filter Approach », *IFM Staff Papers*, 38 (3) : 626-642.
- 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.

- BORDES, C. et L. CLERC (2004), « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique, Banque de France », *Notes d'études et de recherche*, 109.
- BRAND, C. et N. CASSOLA (2000), « A Money Demand System for Euro Area M3 », BCE, Working Paper, 39.
- BROWNE, F., G. FAGAN et J. HENDRY (1997), « Money Demand in EU Countries: A Survey », *EMI Staff Papers*, 7.
- BRUGGEMAN, A., P. DONATI et A. WARNE (2003), « Is The Demand for Euro Area M3 Stable? », BCE, Working Paper, 255 : 1-64.
- CALZA, A. et J. SOUSA (2003), « Why Has Broad Money Demand Been More Stable in the Euro Area than in Other Economies? A Literature Review », in ISSING O. (éd.), *Background Studies for the ECB's Evaluation of its Monetary Policy Strategy*, Frankfurt am Main, p. 229-243.
- CHOWDHURY, A. E. (1992), « The Functional form of the Money Demand Function: Evidence from Selected OECD Countries », *Quarterly Review of Economics and Finance*, 32 (3) : 16-30.
- CLARIDA, R., J. GALI et M. GERTLER (1999), « The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective », *Journal of Economic Literature*, 37(4) : 1661-1707.
- 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? », *Termi di discussione*, Banca d'Italia, 405.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (1998), « Monetary Policy Strategies in the Countries of the European Union », *Monthly Report*, janvier.
- DUCA, J. V. et D. D. VANHOOSE (2004), « Recent Developpements in Understanding the Demand for Money », *Journal of Economics and Business* : 247-272.
- DURBIN, J. et S. J. KOOPMAN (2001), *Times Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press.
- ERICSSON, N. R. (1998), « Empirical Modelling of Money Demand », *Empirical Economics*, 23 (3) : 295-315.
- FAGAN, G. et J. HENRY (1999), « Long-Run Money Demand in the EU: Evidence for Area – Wide Aggregates », in LÜTKEPOHL H. et J. WOLTERS (éds), *Money Demand in Europe*, p. 217-240.
- FRIEDMAN, M. (1963), *Inflation: Causes and Consequences*, Asia Publishing House, New York.
- FUNKE, M. (2001), « Money Demand in the Euroland », *Journal of International Money and Finance*, 20.
- FUSS, C. (1999), « Mesures et tests de convergence, une revue de la littérature », *Revue de l'OFCE*, 69 : 221-249.
- GALI, J. (2003), « Monetary Policy in the Early Years of EMU », in BUTI M. et A. SAPIR (éds), *EMU and Economic Policy in Europe: The Challenges of the Early Years*, Edward Elgar.

- 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 FRIEDMAN B. M. et F. H. HAHN (éds), *Handbook of Monetary Economics*, Volume 1, North-Holland, Amsterdam, chapitre 8, p. 299-356.
- GOLINELLI, R. et S. PASTORELO (2002), « Modelling the Demand for M3 in the Euro Area », *European Journal of Finance*, 8 (4) : 371-401.
- GOUX, J.-F. (2000), « Existe-t-il vraiment une relation cointégrante de demande de monnaie M3 en France ? » *Revue Economique*, 51 : 885-911.
- HARVEY, A. C. (1992), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- HENDRY, D. F. et N. R. ERICSSON (1991), « Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States », *European Economic Review*, 35.
- JOHANSEN, S. (1988), « Statistical Analysis of Cointegration Vector », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- JOHANSEN, S. et K. JUSELIUS (1990), « Maximum Likelihood Estimation in Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.
- KING, M. (2002), « No Money, No Inflation – The Role of Money in the Economy », *Bank of England Quarterly Review* : 162-177.
- KONTOLEMIS, Z. , « Money Demand in the Euro Area: Where Do We Stand Today? » IMF, Working Paper, 2, 185.
- KREMERS, J.J.M. et T.D. LANE (1990), « Economic and Monetary Integration and the Aggregate Demand for Money in the EMS », *IMF Staff Papers*, 37 : 777-805.
- LAIDLER D. E. W. (1993), *The Demand for Money: Theories, Evidence, and Problems*, 4^e édition, Harper Collins College Publishers, New York.
- LAIDLER, D. (1999), « La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada*, été : 17-29.
- LECARPENTIER-MOYAL, S. et P. RENOUE-MAISSANT (1999), « La convergence des fonctions de demande de monnaie et l'homogénéisation des besoins d'encaisses réelles », in TAVÉRA, C. (éd.) *La convergence des économies européennes*, Chapitre III, Economica, Paris, p. 93-120.
- LECARPENTIER-MOYAL, S. et P. RENOUE-MAISSANT (2000), « Les agrégats monétaires ont-ils toujours un rôle à jouer dans la conduite de la politique monétaire? L'apport des indices monétaires de Divisia », *Économie appliquée*, 2 : 91-116.
- LEMOINE, M. et F. PELGRIN (2003), « Introduction aux modèles espace-état et au filtre de Kalman », *Revue de l'OFCE*, 86 : 203-229.
- LÜTKEPOHL, H. et J. WOLTERS (1999), *Money Demand in Europe*, Physica-Verlag Heidelberg, New York.

- MONTECELLI, C. (1996), « EU-Wide Money and Cross-Border Holdings », *Welwirtschaftliches Archiv*, 132 : 215-235.
- 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.
- NELSON, E. (2003), « The Future for Monetary Aggregation in Monetary Policy Analysis », *Journal of Monetary Economics*, 50 : 1029-1059.
- OCDE, *Études économiques*, Allemagne, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni, années 1980 à 1997.
- PATINKIN, D. (1956), « La théorie quantitative de la monnaie : une analyse par l'équilibre général », *Revue appliquée*, 1-2.
- PIGOU, A. C. (1917), « The Value of Money », *Quarterly Journal of Economics*, novembre.
- SINN, H.-W. et M. REUTER (2001), « The Minimum Inflation Rate for Euroland », NBER Working Paper, 8085.
- SPENCER, P. (1997), « Monetary Integration and Currency Substitution in the EMS : The Case for a European Monetary Aggregate », *European Economic Review*, 41 : 1403-1419.
- SRIRAM, S.S. (2001), « A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies », *IMF Staff Papers*, 47(3) : 334-365.
- SRIRAM, S.S. (1999), « Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Works with Special Reference to Error-Correction Models », *IMF Working Papers*, 99/64.
- STRACCA, L. (2003), « The Functional Form of the Demand for Euro Area M1 », *The Manchester School*, 71 (2) : 172-204.
- STRACCA, L. (2001), « Does Liquidity Matter? Properties of a Synthetic Divisia Monetary Aggregate in the Euro Area », BCE, Working Paper, 78.
- TULLIO, G., E. DE SOUZA et P. GIUCCIA (1996), « The Demand for Money Functions in Europe and in Germany Before and After the Fall of the Berlin Wall », in De GRAUWE P., S. MISCOSI et G. TULLIO (éds), *Inflation and Wage Behavior in Europe*, Clarendon Press, p. 310-337.
- VERLHAC, S. (1995), « Agrégats et objectifs monétaires dans les principaux pays développés », *Bulletin de la Banque de France*, 16.
- WESCHE, K. (1997), « The Demand for Divisia Money in a Core Monetary Union », *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 79 (5) : 51-60.
- WOODFORD, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.