
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

LA FONCTION DE DEMANDE DE MONNAIE POUR LA ZONE EURO : UN RÉEXAMEN

Sanvi Avouyi-Dovi, Matthieu Brun, Alain Dreyfus,
Françoise Drumetz, Vichett Oung et Jean-Guillaume Sahuc

Mai 2006

NER - E # 142



**LA FONCTION DE DEMANDE DE MONNAIE
POUR LA ZONE EURO : UN RÉEXAMEN**

Sanvi Avouyi-Dovi, Matthieu Brun, Alain Dreyfus,
Françoise Drumetz, Vichett Oung et Jean-Guillaume Sahuc

Mai 2006

NER - E # 142

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-France.fr ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "www.banque-France.fr".

La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen*

Sanvi Avouyi-Dovi, Matthieu Brun, Alain Dreyfus,
Françoise Drumetz, Vichett Oung et Jean-Guillaume Sahuc

* Cette étude est une synthèse des travaux d'un groupe de travail de la Banque de France dirigé par Françoise Drumetz. Une version courte de cet article a été publiée dans le Bulletin mensuel de la Banque de France (n°142, Octobre 2005).

Résumé :

La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen

Au cours des années récentes, deux facteurs ont été à l'origine de la dynamique de M3 dans la zone euro : une forte préférence pour la liquidité observée de 2001 à 2003 et suivie d'une normalisation, à un rythme relativement modéré, des comportements de portefeuille ; du côté des contreparties, on note des variations d'amplitude comparable de M3 et des créances nettes sur l'extérieur. Ces facteurs soulignent le rôle des arbitrages nationaux et internationaux de portefeuille dans les évolutions monétaires. En outre, les spécifications traditionnelles de la fonction de demande de monnaie conduisent à des résultats parfois peu satisfaisants : instabilité des coefficients de court et long termes ; écarts relativement importants entre les agrégats estimés et observés ; variation sensible du nombre des relations de long terme. D'où l'idée de construire une fonction de demande de monnaie hors contrepartie extérieure et, alternativement, d'introduire des prix d'actifs financiers dans la fonction de demande de M3 comme l'avait suggéré Friedman (1988).

Au préalable, la relation de base, fondée sur l'équation quantitative de la monnaie, a été réestimée afin de vérifier, par exemple, si l'allongement de la période d'estimation ou la révision de certaines variables n'entraîne pas de modification majeure, notamment en termes de stabilité des paramètres ou du nombre de relations structurelles. Or, cette équation affiche une double instabilité (paramètres et nombre de relations de long terme). La non-prise en compte de la contrepartie extérieure conduit à des résultats similaires. En revanche, l'introduction du cours des actions européennes permet d'obtenir un effet de substitution (coefficient significativement négatif) de cette variable et un meilleur ajustement, sans compromettre les deux relations de long terme (demande de monnaie et relation de Fisher) mises en évidence dans l'article publié dans le Bulletin de la Banque de France n° 111. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du rendement boursier européen entraînerait une remontée de l'encaisse réelle et une diminution de la vitesse de circulation de la monnaie. L'évolution des marchés d'actions serait ainsi un facteur explicatif non négligeable de la dynamique de M3 dans la zone euro.

Enfin, des évaluations de l'écart d'encaisses réelles, fondées sur l'équation de demande de monnaie incluant l'effet de substitution du cours boursier européen, font ressortir un excès de liquidité modéré mais persistant dans la zone euro.

Mots clés : demande de monnaie, taux intrinsèque de M3, effet richesse, effet substitution

Codes JEL : C22, C32, E41

Abstract:**Revisiting the money demand function in the euro area**

In recent years, the dynamics of M3 in the euro area have been driven by two factors: a strong preference for liquidity, observed between 2001 and 2003, followed by a normalisation, at a relatively moderate pace, of portfolio behaviour; as regards the counterparts, changes in M3 and net external assets were of comparable magnitude. These factors highlight the role of national and international portfolio shifts in monetary developments. Furthermore, the traditional specifications of the money demand function sometimes yield unsatisfactory results: instability of short and long-term coefficients, relatively large differences between the estimated and actual value of monetary aggregates, and significant changes in the number of long-run relations. Hence the idea of constructing a money demand function that excludes the external counterpart of M3 or, alternatively, introducing financial asset prices in the demand function of M3, as suggested by Friedman (1988).

First, the basic equation, based on the quantitative equation of money, was reestimated in order to verify, for example, whether extending the estimation period or revising certain variables would not result in a major change, notably in terms of the stability of the parameters or the number of structural relations. Indeed, this equation exhibits two instabilities (parameters and the number of long-run relations). Similar results are obtained when the external counterpart of M3 is not taken into account. However, by including European share prices, we obtain a substitution effect (significantly negative coefficient) of this variable and a better adjustment, without affecting the two long-run relations (money demand and the Fisher relation) discussed in the article published in Banque de France Monthly Digest No. 113. So, all other things being equal, a decline in European stock market yields would result in a rise in real money holdings and a decrease in the velocity of circulation of money. Equity market developments therefore appear to be a significant explanatory factor for the dynamics of M3 in the euro area.

Lastly, estimates of the real money gap, based on the money demand equation factoring in the substitution effect associated with European stock price developments, point to moderate but persistent excess liquidity in the euro area.

Key words: Money demand, M3 own rate, wealth effect, substitution effect.

JEL Codes: C22, C32, E41.

1 Point sur les facteurs de la dynamique des évolutions monétaires dans la zone euro

Le numéro de juillet 2005 du *Bulletin mensuel* de la Banque centrale européenne met en évidence le rôle de certains facteurs dans la dynamique des évolutions monétaires dans la zone euro. Parmi ceux-ci, sont évoqués :

- la préférence pour la forte liquidité observée entre 2001 et 2003, dans un contexte d'incertitudes au plan géopolitique et sur les marchés financiers, suivie d'une normalisation, à un rythme relativement modéré, de la composition des portefeuilles des agents économiques ;
- du côté des contreparties, la forte corrélation entre les évolutions de M3 et celles des créances nettes des institutions financières résidentes de la zone euro sur les non-résidents.

De fait, depuis la fin des années quatre-vingt-dix, les évolutions de M3 dans la zone euro ont été fortement influencées par celles de la contrepartie extérieure (cf. *Bulletin de la Banque de France*, n° 69). Deux principaux phénomènes ont été à l'origine de l'incidence restrictive puis expansive de la contrepartie extérieure sur M3 au cours des dernières années : la vague de fusions-acquisitions d'entreprises non résidentes par les entreprises résidentes qui s'est interrompue en 2001¹ ; un marché obligataire européen plus liquide et profond avec l'avènement de l'euro, devenu en conséquence plus attractif pour les investisseurs non résidents. Si la zone euro a régulièrement enregistré des entrées nettes en titres de créance depuis 2001, le total cumulé des investissements directs nets et des investissements de portefeuille nets en actions a, en revanche, présenté un caractère cyclique beaucoup plus marqué que les flux nets sur obligations, contribuant à rendre les évolutions de M3 plus difficiles à prévoir.

Compte tenu de ces éléments qui soulignent l'importance des comportements d'investissement et des arbitrages de portefeuille nationaux et internationaux, il a paru utile de :

- réestimer la fonction de demande de monnaie de la zone euro présentée dans l'article du *Bulletin de la Banque de France* n° 111 (2003) afin de vérifier si la révision des données (PIB, prix, etc.) et l'allongement de la période d'estimation n'entraînaient pas de modifications majeures ;
- tenter, de manière « naïve », de construire une fonction de demande de monnaie hors contrepartie extérieure ;
- alternativement, introduire dans l'équation de M3 des variables (prix d'actifs) visant à capter les comportements de portefeuille.

La suite de l'étude est organisée de la manière suivante :

- la deuxième partie est consacrée à une brève description des données et des spécifications ;
- la troisième partie est dédiée, d'une part, à la présentation des résultats de la réestimation du modèle de base en retenant M3 (en termes réels) comme variable expliquée puis M3 hors contrepartie extérieure (en termes réels) et, d'autre part, à l'exposé des résultats du modèle incorporant des prix d'actifs dans la demande de monnaie ;

¹ Au cours de cette période, dans un contexte d'écart positif entre les emprunts en dollars et en euros, les agents non financiers de la zone euro se sont globalement endettés en euros auprès des institutions financières monétaires de la zone pour accroître leurs avoirs extérieurs. De ce fait, la contribution de la contrepartie « concours au secteur privé » à la croissance de M3 a été très soutenue, compensant l'incidence restrictive des créances sur l'extérieur.

- la quatrième partie est consacrée à une étude comparative des résultats des travaux récents sur la fonction de demande de monnaie avec prise en compte des prix d'actifs ;
- des mesures de l'écart d'encaisses réelles sont proposées dans la cinquième partie tandis que les principaux enseignements de l'étude sont synthétisés dans la dernière partie.

2 Spécifications et données

2.1 Les spécifications

Le modèle de base

– L'équation de demande de monnaie peut être écrite sous la forme semi-logarithmique suivante :

$$m_t - p_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 rown_t + \gamma_3 rct_t + \gamma_4 rlt_t + \gamma_5 \pi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où m_t est le logarithme du stock de monnaie à la période t , p_t le logarithme du déflateur du PIB, π_t le taux d'inflation, 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 nominaux de court et long termes, et enfin ε_t un terme d'erreur. Les γ_i sont les paramètres à estimer ($\gamma_1 > 0, \gamma_2 > 0, \gamma_3 < 0, \gamma_4 < 0, \gamma_5 < 0$).

Pour étudier les caractéristiques d'une fonction de demande de monnaie hors contrepartie extérieure, le membre de gauche de la précédente équation sera défini comme la différence entre les encaisses réelles ($m_t - p_t$) et la contrepartie extérieure en euros constants.

– La prise en compte des prix des actifs financiers

Les prix des actifs auraient un impact significatif sur les encaisses réelles et interviendraient donc comme l'une des variables explicatives des fonctions de demande de monnaie (*cf.* Friedman, 1988). Toutefois, ils exerceraient des effets de sens opposés. L'agrégat monétaire serait positivement lié aux prix des actifs financiers *via* un effet de richesse et négativement corrélé à ceux-ci *via* un effet de substitution.

L'effet de richesse transiterait par trois canaux :

- une hausse du prix des actifs impliquerait celle de la richesse nominale (ou de la richesse réelle pour un prix donné) engendrant à son tour une augmentation des ratios richesse réelle sur revenu réel et monnaie sur revenu ;
- la hausse du rendement attendu des valeurs risquées (actions par exemple) entraînerait une réallocation des portefeuilles des agents en faveur d'actifs monétaires plus sûrs ;
- une augmentation des prix des actifs accroîtrait le volume de monnaie nécessaire aux transactions financières.

L'effet de substitution découlerait du fait qu'une augmentation du prix des actifs (ici le cours des actions européennes) inciterait les agents à en détenir davantage au détriment de la monnaie car ils s'attendraient à en retirer une plus-value dans le futur.

Plusieurs travaux récents intègrent le prix des actifs financiers dans la fonction de demande de monnaie de la zone euro. Dans ce cas, l'équation précédente s'écrit sous la forme :

$$m_t - p_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 rown_t + \gamma_3 rct_t + \gamma_4 rlt_t + \gamma_5 \pi_t + \gamma_6 prix_t^{actifs} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où $preis_t^{actifs}$ est le logarithme du prix réel des actifs financiers.

2.2 Les données

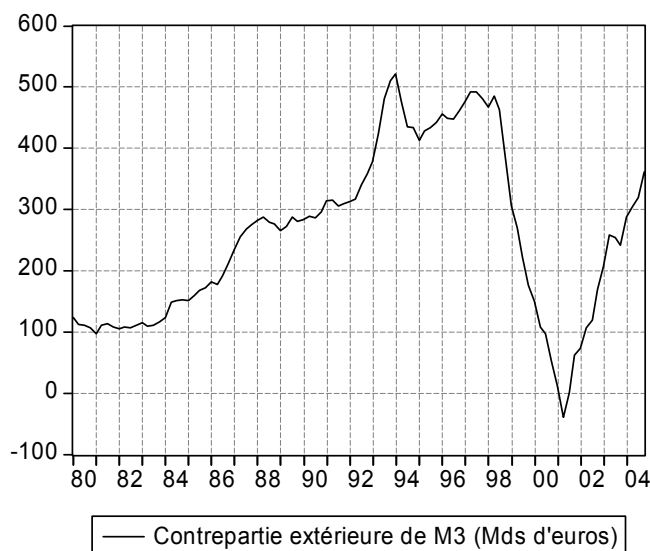
Les données réelles et monétaires

Les sources officielles (Eurostat et BCE) ont été utilisées ici dans la plupart des cas. L'agrégat M3 (cf. *Bulletin mensuel* de la BCE, 2005), disponible mensuellement depuis janvier 1980, a été trimestrialisé en prenant la valeur moyenne des encours mensuels sur un trimestre. Le PIB (Eurostat), disponible depuis 1990, a été rétropolé selon la méthode proposée par Beyer *et al.* (2001) (cf. *Bulletin de la Banque de France*, 2003, pour des applications de cette méthode). Le taux d'inflation a été calculé comme la différence première du logarithme du déflateur du PIB. Les taux d'intérêt de court et long termes (BCE) n'étant disponibles que depuis 1994, ils ont été rétropolés à l'aide des séries de la base de données de *l'Area Wide Model* de Fagan *et al.* (2005). Les séries réelles sont corrigées des variations saisonnières.

Le taux intrinsèque, une moyenne pondérée des rendements des composantes de M3, a été calculé à la Banque de France (cf. encadré). Une analyse du raccordement des anciennes séries dites RIR (*Retail Interest Rates*), disponibles jusqu'en octobre 2003 et des nouvelles statistiques dites MIR (*MFI Interest Rates*), publiées à partir de janvier 2003, a été effectuée.

La série de créances nettes sur l'extérieur, disponible à une fréquence mensuelle depuis janvier 1980, a été tirée des bases de données de la BCE (cf. graphique 1).

Graphique 1 : contrepartie extérieure de M3



ÉVALUATION DU TAUX INTRINSEQUE

Le taux intrinsèque est défini comme la moyenne pondérée des rendements 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). Les poids correspondent à la part de l'encours de chaque composante dans le total.

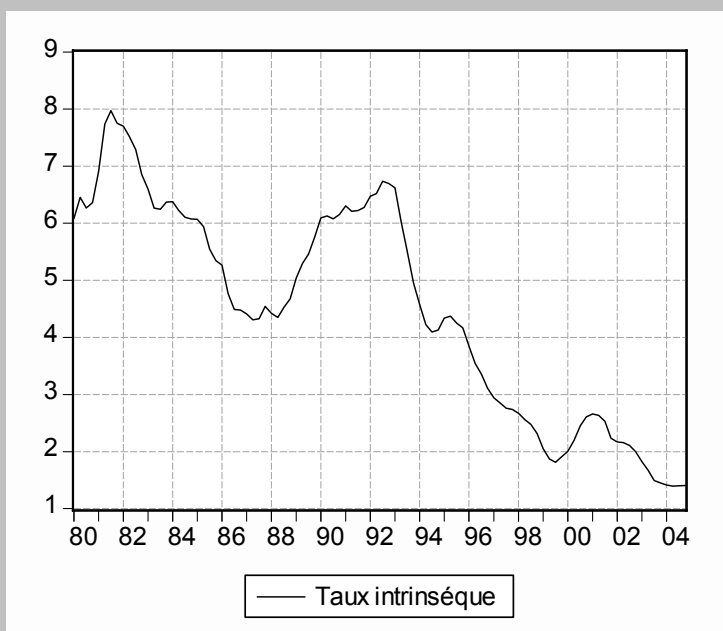
Une étude du raccordement des nouvelles séries MIR (MFI Interest Rates) avec les anciennes séries RIR (Retail Interest Rates), a été réalisée pour chaque composante de M3. Contrairement aux statistiques MIR les données RIR n'étaient pas harmonisées au niveau européen (notamment s'agissant des méthodes de collecte et de production), d'où des écarts entre les deux types de séries, probablement imputables à un biais d'échantillon sur les taux d'intérêt RIR.

Pour la période 1999-2004, les anciennes séries RIR ont été calées sur les nouvelles séries MIR.

S'agissant de la période antérieure à l'introduction de l'euro (1980-1999), deux options étaient envisageables :

- raccorder les séries RIR « pré zone euro » estimées (et utilisées pour l'article du n° 111 du Bulletin de la Banque de France sur la demande de monnaie (2003)) aux séries RIR zone euro calées à partir de 1999 sur les MIR, avec l'avantage de la comparabilité avec les travaux précédents ;
- rétropoler le taux de rendement à partir de celui présenté dans le Bulletin n° 111 qui reposait sur les données RIR disponibles sur l'ensemble de la période.

Jugée préférable d'un double point de vue, la deuxième option a été retenue (crédibilité économique du résultat, cohérence et maintenance de la mise à jour périodique du calcul du rendement intrinsèque). La série de taux de rendement M3 rétropolée sur l'ensemble de la période 1980-2004 est présentée dans le graphique ci-dessous.



Les données financières

L'indice boursier européen est l'EuroStoxx, disponible de 1987 à nos jours. Nous l'avons rétropolé sur la période précédant 1987 à l'aide du DAX 30 (cf. Carstensen, 2004). Les valeurs trimestrielles de l'indice sont obtenues comme la moyenne des données mensuelles². L'indice réel est le rapport de l'indice EuroStoxx rétropolé et du déflateur du PIB.

Ni un indice de volatilité boursière ni ceux des valeurs technologiques n'ont été introduits dans cette étude car ces variables sont trop « bruitées ». En effet, en raison des valeurs très élevées prises par ces indices à certaines dates, leur prise en compte aurait été équivalente à celle d'une variable indicatrice. En outre, une telle introduction n'est pertinente que dans une analyse de la dynamique de court terme.

Les tests de stationnarité Dickey et Fuller (DF) ou Dickey et Fuller augmenté (ADF) font apparaître (cf. annexe A.1) que les variables sont intégrées d'ordre un (sauf peut-être l'inflation). En effet, 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 stationnaire d'ordre 1, soit $I(1)$. Dans la suite de l'étude, elle est supposée $I(1)$.

3 Résultats empiriques

Le système de variables est écrit sous la forme standard d'un 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. Ce système s'écrit :

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta x_{t-p} + AB'x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où x_t est le vecteur contenant les variables d'intérêt intégrées d'ordre un, Δ est l'opérateur différence première, A est la matrice de vitesses d'ajustement et B est la matrice des vecteurs cointégrants, p est le nombre de retards du système. Les matrices Γ_i , $i = 1, \dots, p$, sont celles des coefficients de court terme.

La méthode de Johansen (1988, 1991) est privilégiée afin de tester l'existence et le nombre de relations de cointégration entre les variables du système d'une part, de faciliter la mise en place des tests récursifs d'autre part.

3.1 Analyse de la spécification de base

Estimations

Afin de vérifier si la révision des données réelles (en particulier le PIB) n'entraîne pas de modifications majeures par rapport aux résultats publiés en 2003 (cf. *Bulletin de la Banque de France* n° 111), dans un premier temps, l'équation de base est réestimée sur la période 1987 : 1 - 2002 : 1.

² Les indices EuroStoxx et DAX 30 sont tirés de la base de données Datastream.

Ce premier test est conclusif. En effet, les résultats obtenus sont très proches de ceux de 2003 (cf. tableaux 1 et 2) :

- le test de rapport de vraisemblance (cf. annexe A.2) indique la présence de deux relations de cointégration ;
- ces deux relations de long terme s'interprètent comme une demande de monnaie et une relation de Fisher qui relie le taux d'intérêt à long terme au taux d'inflation ;
- les coefficients estimés des principales variables explicatives ont les signes attendus et sont significatifs (les écarts- types sont entre parenthèses)³ ;
- ces coefficients sont de même ordre de grandeur que ceux exposés dans l'article de 2003.

Estimation des relations de long terme (1987 :1-2002 :1)

Tableau 1 : Équation de demande de monnaie

Variabes	Coefficients
<i>constante</i>	1,251 (0,027)
y_t	1,000
$rown_t$	0,098 (0,025)
rct_t	-0,059 (0,014)
rlt_t	-0,018 (0,006)

Tableau 2 : Relation de Fisher

Variabes	Coefficients
rlt_t	0,377 (0,104)
<i>constante</i>	-1,358 (1,102)

Test de restrictions (LR) : Chi-deux(9) = 11,984 [0,214]

Dans un second temps, la période d'étude est étendue jusqu'au quatrième trimestre 2004 ; l'équation de base est ensuite estimée. Les résultats deviennent alors sensiblement différents des précédents (cf. annexe A.3). En particulier (cf. tableaux 3 et 4), dans l'équation de demande de monnaie, les signes de certains coefficients sont contre-intuitifs ; en outre, d'autres coefficients sont non significatifs. Ainsi :

- le coefficient du taux intrinsèque n'a pas le signe attendu ;
- les coefficients des taux d'intérêt à court et long termes ne sont plus significativement différents de zéro.

³ L'identification de chacune de ces relations s'effectue par des tests de contraintes sur les coefficients de long terme et sur les termes de rappel.

Estimation des relations de long terme (1987 :1-2004 :4)

Tableau 3 : Équation de demande de monnaie

Variabes	Coefficients
<i>constante</i>	1,467 (0,066)
y_t	1,000
$rown_t$	-0,116 (0,069)
rct_t	0,046 (0,039)
rlt_t	-0,005 (0,016)

Tableau 4 : Relation de Fisher

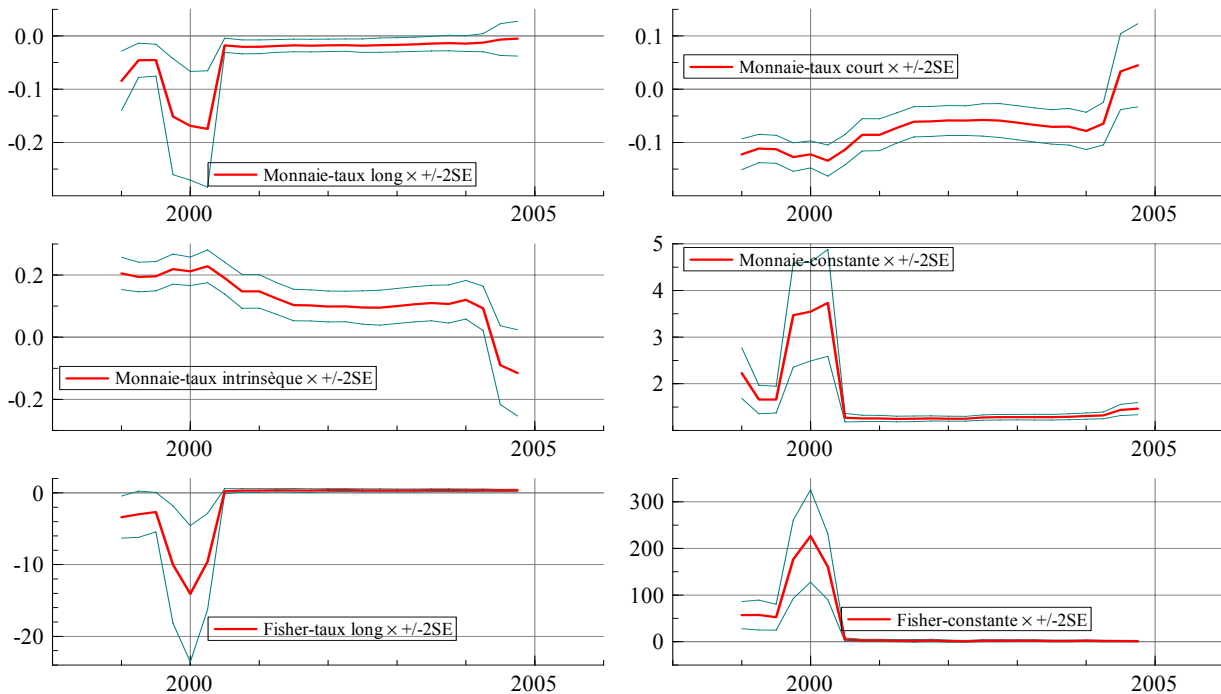
Variabes	Coefficients
rlt_t	0,373 (0,075)
<i>constante</i>	1,169 (0,783)

Test de restrictions (LR) : Chi-deux(9) = 24,435 [0,004]

Stabilité structurelle

Les précédentes estimations montrent que la spécification de base est très sensible à une modification de la taille de l'échantillon. D'après les méthodes conventionnelles (nombre de relations de cointégration, estimations récursives, stabilité de la dynamique de court terme, etc.), cette spécification serait peu stable au cours du temps.

Graphique 2 : estimation récursive des coefficients de long terme



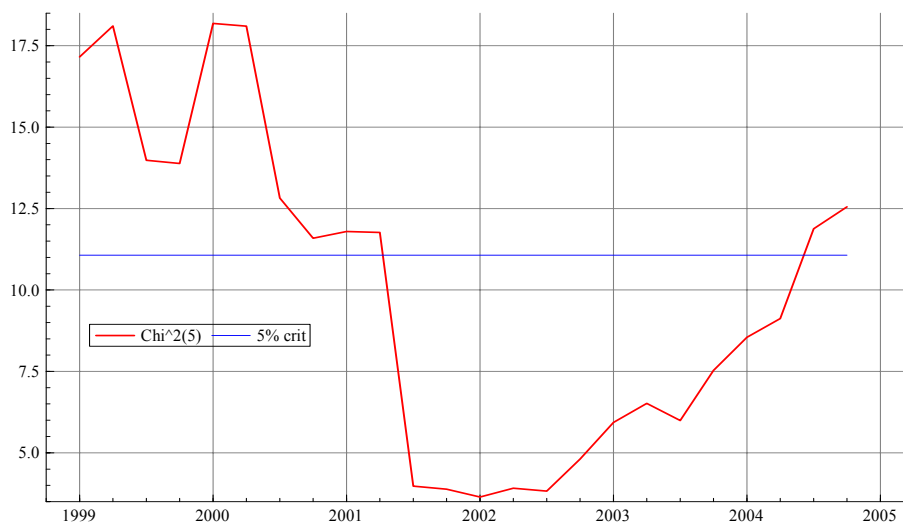
Le nombre de relations de long terme obtenu en fonction des dates de début et de fin de période peut varier d'une à trois du fait du seul ajout d'une observation (cf. annexe A.4). Dans le cadre de l'analyse menée ici, si l'on sait interpréter économiquement deux relations de long terme (demande de monnaie et relation de Fisher), la mise en évidence d'une troisième relation structurelle rend l'exercice d'interprétation plus complexe. Le rang de la matrice de long terme ($\Pi = AB'$, voir équation 3) est ainsi fortement volatil.

En outre, l'examen graphique des estimations récursives des paramètres des relations de long terme permet de détecter les éventuelles variations de ces paramètres (ou leur non-significativité) au cours du temps⁴. L'évolution temporelle des coefficients estimés (avec leur intervalle de confiance à 95 %) indique qu'ils sont loin d'être stables (cf. graphique 2) : on observe, notamment, leur forte variation entre 1999 et 2001. En outre, ces coefficients ont souvent le mauvais signe en fin de période.

Dans une approche multivariée, l'analyse de la stabilité passe également par l'étude de la validité de l'ensemble des restrictions (sur)-identifiantes, fondées sur des a priori théoriques relatifs aux coefficients de long terme et aux vitesses d'ajustement.

Le graphique 3 reporte les résultats de la statistique de test récursive de l'ensemble des restrictions nécessaires à l'identification des relations d'équilibre. La valeur prise par cette statistique n'est inférieure à celle correspondant à la ligne horizontale (en gras) représentant la valeur critique à 95 % qu'entre 2001:2 et 2004 :2. Ailleurs, elle se situe au-delà de ce seuil de significativité. Les restrictions imposées ne sont donc pas valides au cours de la période étudiée.

Graphique 3 : test récursif des restrictions (sur) identifiantes



La stabilité des coefficients de long terme est liée à celle des coefficients de court terme. Il convient alors de tester également stabilité de l'ensemble des coefficients de court terme. Pour cela, trois types de tests (tests de Chow récursifs) ont été mis en œuvre :

- (i) le test « *1 step ahead* » est un test de diagnostic de l'existence de points aberrants ;

⁴ Les résultats sont obtenus en estimant le modèle de manière récursive, en commençant avec un sous-échantillon comprenant les deux tiers des observations puis en l'étendant d'un trimestre à chaque fois.

- (ii) le test « *breakpoint* » permet de vérifier la présence des changements structurels des paramètres ;
- (iii) le test « *predictive failure* » permet de détecter une rupture liée à l'augmentation de la taille de l'échantillon.

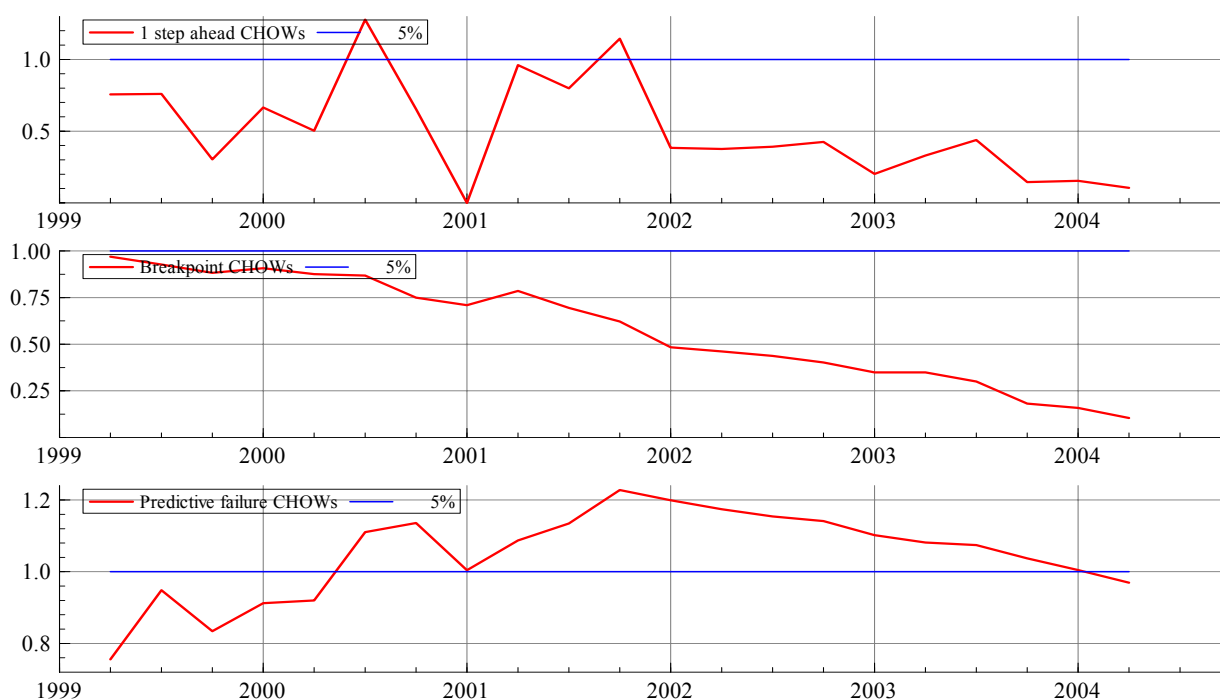
Le premier test détecte l'existence de points aberrants tandis que les deux autres sont plus adaptés à l'identification d'éventuelles ruptures structurelles.

Le graphique 4 qui regroupe ces tests, est constitué de deux panels : le panel A est associé aux résultats portant sur l'ensemble du système ; le panel B contient les résultats correspondant à l'équation de demande de monnaie.

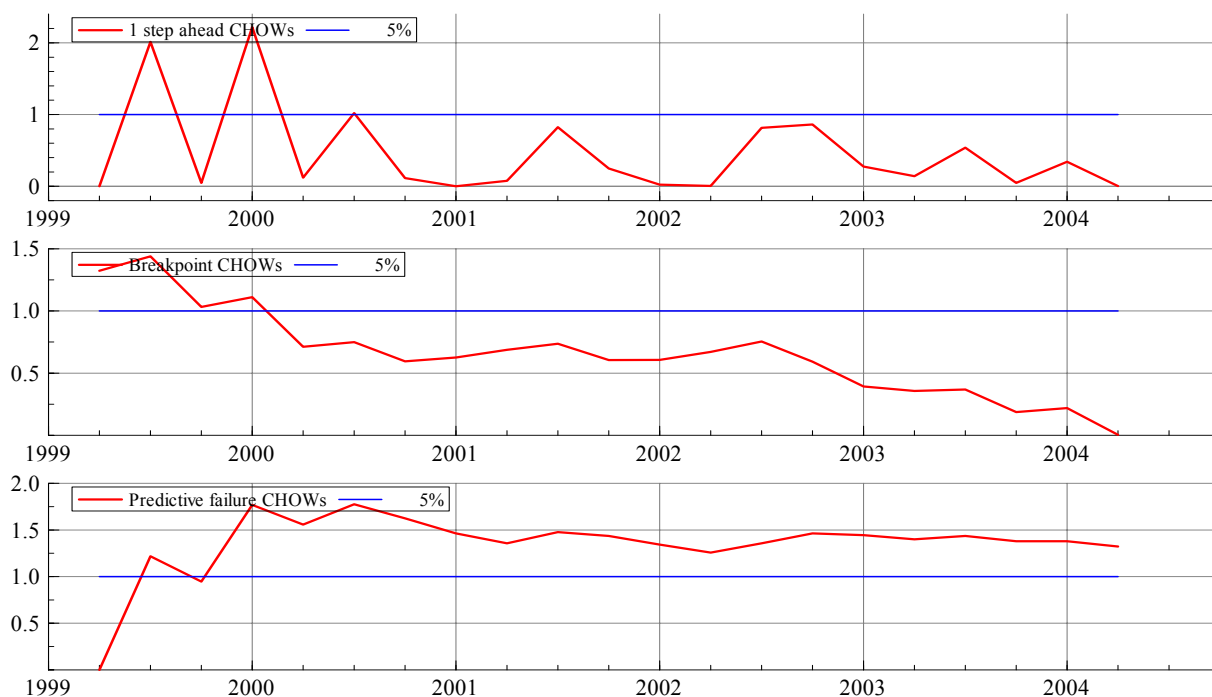
Le test de Chow « *1 step ahead* » détecte deux points aberrants dans chacun des panels : 2000 et 2001 pour le panel A ; 1999 et 2000 pour le panel B. Bien que le test « *breakpoint* » montre une stabilité du système dans son ensemble (panel A), il révèle une instabilité de l'équation de demande de monnaie (panel B) courant 1999. Enfin, le test « *predictive failure* » montre que le système est instable au moins depuis le début de 2000. Globalement, ces résultats conduisent, comme on s'y attendait, au rejet de l'hypothèse de stabilité de la dynamique de court terme.

Graphique 4 : tests de Chow

A – Le système



B – L'équation de demande de monnaie



Encaisses monétaires hors contrepartie extérieure

Pour vérifier si l'instabilité du système associé à l'équation de base d'encaisses réelles est due à la contrepartie extérieure, on peut procéder de deux manières : étudier la stabilité des paramètres de l'équation de base en retenant comme variable expliquée les encaisses monétaires hors contrepartie extérieure ; analyser l'évolution du nombre des relations de long terme (correspondant à l'endogène définie comme les encaisses monétaires réelles nettes de la contrepartie en euros constants) en fonction du nombre des observations. En effet, si les encaisses monétaires nettes de la contrepartie extérieure étaient mieux décrites par le modèle de base, le nombre de relations d'équilibre devrait se stabiliser pour converger vers une valeur donnée. On noterait ainsi la disparition des nombres extrêmes (1, 4, 5) quelles que soient les dates de début ou de fin de l'échantillon. Rappelons que ces deux approches conduisent, généralement, aux mêmes conclusions. C'est la raison pour laquelle nous avons opté pour la solution la plus simple : étudier l'effet de la contrepartie extérieure de M3 via son influence sur le nombre de relations d'équilibre (cf. tableau 5). Nos résultats révèlent une variation non négligeable du nombre de relations de long terme.

De ce point de vue, les relations obtenues avec les encaisses monétaires nettes de la contrepartie extérieure apparaissent aussi « instables », voire plus, (en termes de quantité de relations structurelles) que celles correspondant à l'ensemble de l'agrégat (cf. annexe A.4). De ce fait, remplacer les encaisses monétaires totales par l'agrégat monétaire hors contrepartie extérieure ne permet pas de résoudre le problème de robustesse ou de stabilité de l'équation de base de la demande de monnaie. Bien que séduisante, l'idée consistant à isoler l'effet de la contrepartie extérieure n'a pas résisté aux critères statistiques traditionnels de validation ; cette piste se révèle donc infructueuse.

Tableau 5 : nombre r1/r2 de relations de cointégration (au seuil de 5%)*

Date de début d'échantillon	Date de fin d'échantillon					
	2002 :1	2002 :4	2003 :1	2003 :4	2004 :1	2004 :4
1985:1	2/1	2/2	2/2	2/2	2/1	2/1
1985:4	2/2	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1986:1	2/2	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1986:4	2/2	4/2	4/2	4/2	4/1	5/1
1987:1	2/2	4/2	4/2	4/2	4/1	4/1
1987:4	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1988:1	1/1	1/1	1/1	2/1	2/1	2/1
1988:4	3/1	4/2	4/2	4/2	4/2	4/2
1989:1	4/1	4/2	4/2	4/4	4/4	4/4
1989:4	3/1	4/3	4/1	4/1	4/3	4/2

* r1/r2 : r1 représente le nombre de relations obtenu par le test de la trace et r2 représente le nombre de relations obtenu par le test de la plus grande valeur propre.

3.2 Spécification de base augmentée des prix des actifs

Estimation et stabilité structurelle

Le nouveau modèle incluant les prix des actifs financiers (équation 2) est estimé sur la période 1982 :1-2004 :4. Le test de la trace (cf. annexe A.5) indique la présence de deux relations d'équilibre qui peuvent toujours être interprétées comme une équation de demande de monnaie et une relation de Fisher⁵. L'élasticité unitaire du revenu à la demande de monnaie est toujours parfaitement acceptée par le test du ratio de vraisemblance au seuil de 5 %. Les coefficients du taux court et du taux intrinsèque étant de même ampleur (en valeur absolue), nous avons imposé l'hypothèse de leur égalité ; cette contrainte est également acceptée par le test précédent. Elle permet d'introduire dans la demande de monnaie l'écart entre le taux court et le taux intrinsèque (à la place du taux d'intérêt de court terme et du taux intrinsèque). En outre, l'ensemble des contraintes du système des équations du modèle est accepté autour de 50 %, niveau se situant dans la partie haute de la zone de non-rejet de ce type de tests.

Ainsi, dans l'équation de demande de monnaie (cf. tableau 6), tous les coefficients sont significatifs, en particulier, celui du prix des actifs dont la semi-élasticité est la plus élevée.

Estimation des relations de long terme incluant un prix d'actif (1987 :1-2004 :4)

Tableau 6 : Équation de demande de monnaie

Variables	Coefficients
<i>constante</i>	1,578 (0,069)
y_t	1,000 (-)
$rct_t - rown_t$	-0,014 (0,008)
rlt_t	-0,037 (0,009)
$prix_t^{eurostxxx}$	-0,048 (0,012)

Tableau 7 : Relation de Fisher

Variables	Coefficients
rlt_t	0,405 (0,175)
<i>constante</i>	-3,286 (1,638)

Test de restrictions (LR) : Chi-deux(10) = 9,481 [0,487]

⁵ Tout comme dans l'étude de la BCE (Bruggeman et al., 2003), il est possible de faire ressortir une équation du taux intrinsèque de M3, désignée par ces auteurs comme une relation de « pricing ». Cette relation n'a cependant pas de fondement microéconomique ; nous avons préféré ne pas la retenir ici. Par ailleurs, dans notre estimation, la plupart des coefficients de cette équation n'étaient pas significatifs.

Pour résumer les résultats obtenus en les rapprochant de ceux de 2003, on observe que : le coefficient associé aux taux courts a baissé au profit de celui du taux long ; la pente de la relation de Fisher (coefficient du taux long) est quasi stable (cf. tableau 7) ; un effet de substitution (coefficient significativement négatif des prix des actifs) est apparu via la présence des rendements boursiers européens dans l'équation de long terme de la demande de monnaie (cf. tableau 6).

L'existence de l'effet de substitution, qui demande à être confirmée entre autres par des estimations incluant des observations ultérieures, conduirait aux remarques suivantes :

- toutes choses égales par ailleurs (ici à production et prix constants), en se fondant sur l'équation quantitative de la monnaie, une baisse du rendement boursier entraînerait une augmentation de l'encaisse réelle et un recul de la vitesse de circulation de la monnaie ;
- l'évolution des marchés d'actions serait ainsi un facteur explicatif non négligeable de la dynamique de M3 dans la zone euro.

L'examen de la stabilité du système par l'intermédiaire du nombre de relations de cointégration (cf. tableau 8) montre une prédominance de la présence de deux relations d'équilibre. Ces résultats sont comparables à ceux du modèle de base. Toutefois, ils semblent plus cohérents au sens où le nombre de relations de long terme est plus homogène.

Tableau 8 : nombre r1/r2 de relations de cointégration (au seuil de 5%)*

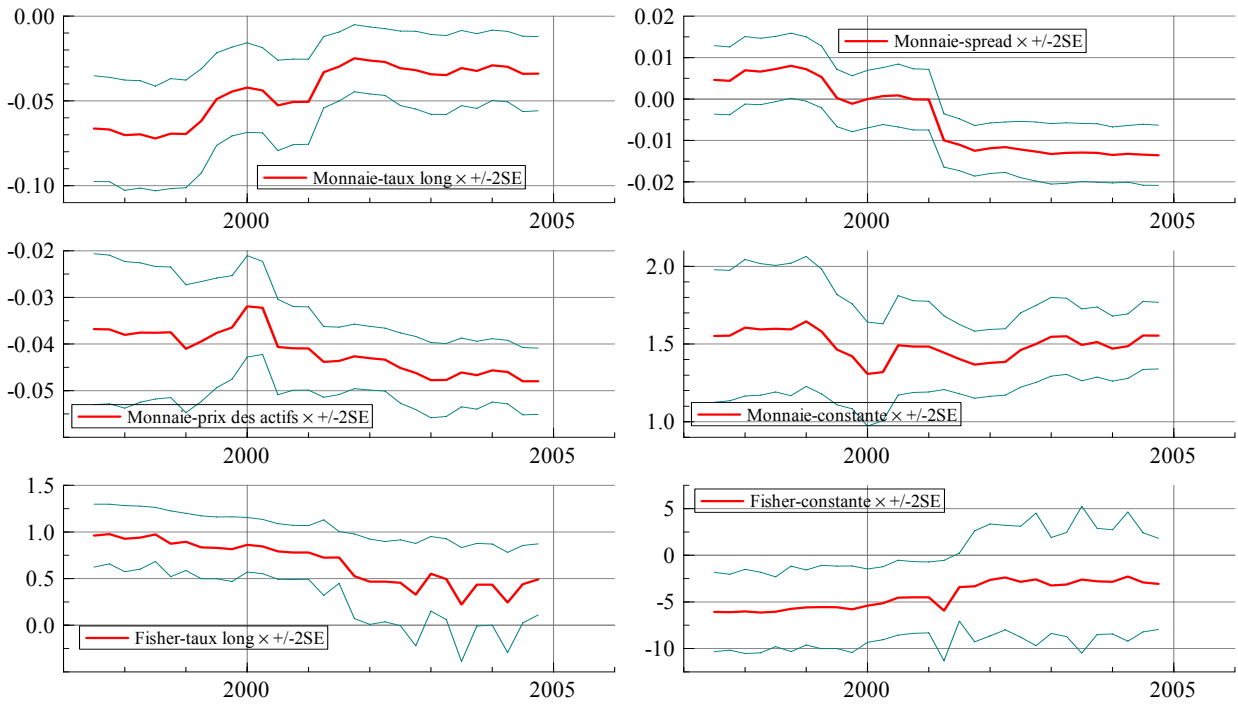
Date de début d'échantillon	Date de fin d'échantillon					
	2002 :1	2002 :4	2003 :1	2003 :4	2004 :1	2004 :4
1981:1	2/1	2/1	2/1	2/1	2/1	2/1
1981:4	2/2	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1982:1	2/1	2/1	2/1	2/1	2/1	2/1
1982:4	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1
1985:1	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1985:4	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1986:1	2/2	2/2	3/2	2/2	2/2	2/2
1986:4	2/2	3/2	3/2	2/2	2/2	2/2
1987:1	3/2	3/2	3/3	3/2	3/2	3/2

* r1/r2 : r1 représente le nombre de relations obtenu par le test de la trace et r2 représente le nombre de relations obtenu par le test de la plus grande valeur propre.

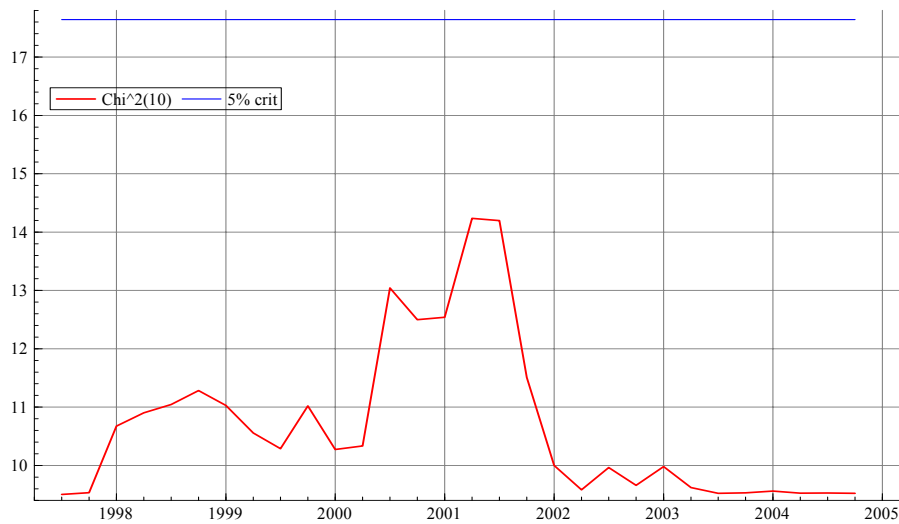
L'estimation récursive des coefficients des relations d'équilibre conduit à des résultats modérément satisfaisants (cf. graphique 5) : certains paramètres (prix des actifs et pente de la relation de Fisher) varient de manière très graduelle tandis que d'autres (*spread* de taux ou taux long) affichent une plus grande volatilité. Ces résultats incitent à la prudence dans l'utilisation de ces équations qui devront faire l'objet d'une réestimation périodique en vue de leur utilisation dans des exercices de prévision ou d'évaluation des écarts d'encaisses réelles par exemple.

A l'inverse, les autres tests n'indiquent aucun problème d'instabilité. En particulier, l'hypothèse de validité des contraintes est parfaitement acceptée au seuil de 5% entre 1998 et 2004 (graphique 6). Il en va de même pour la stabilité de la dynamique de court terme (graphique 7). Malgré la présence de quelques points aberrants (premier trimestre 2001 et deuxième trimestre 2004 pour l'équation de demande de monnaie), les tests « *breakpoint* » et « *predictive failure* » conduisent à des résultats convergents : l'hypothèse de stabilité peut être acceptée.

Graphique 5 : estimation récursive des coefficients de long terme

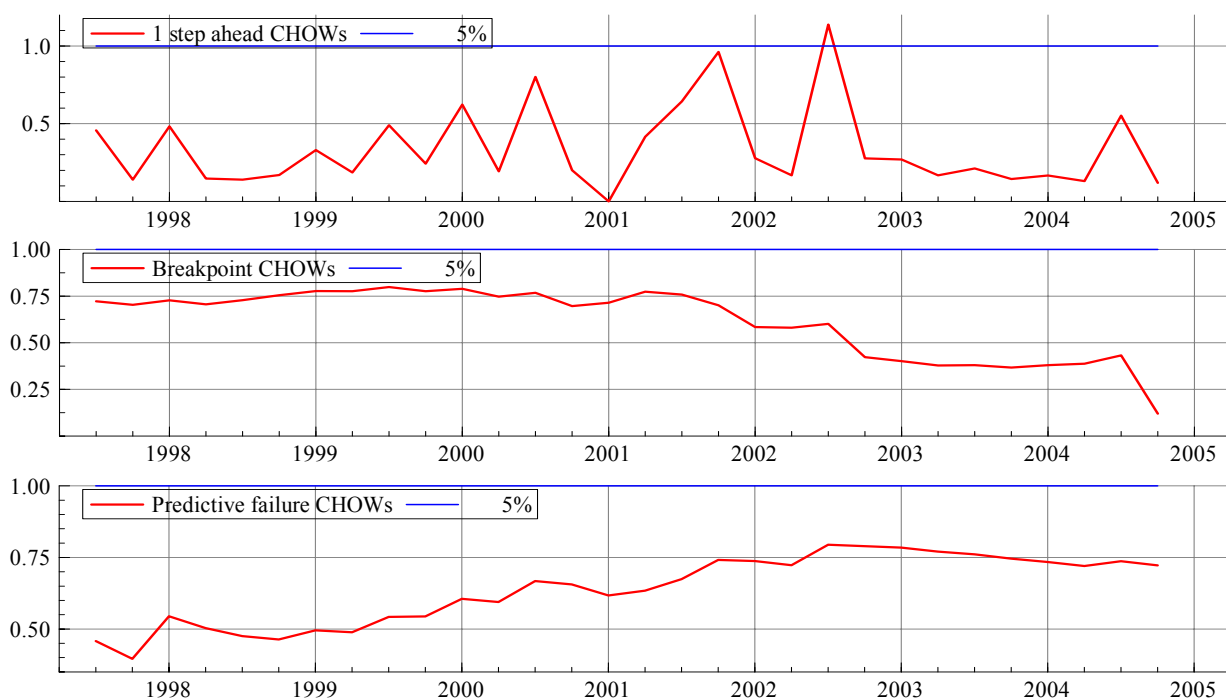


Graphique 6 : test récursif des restrictions (sur) identifiantes

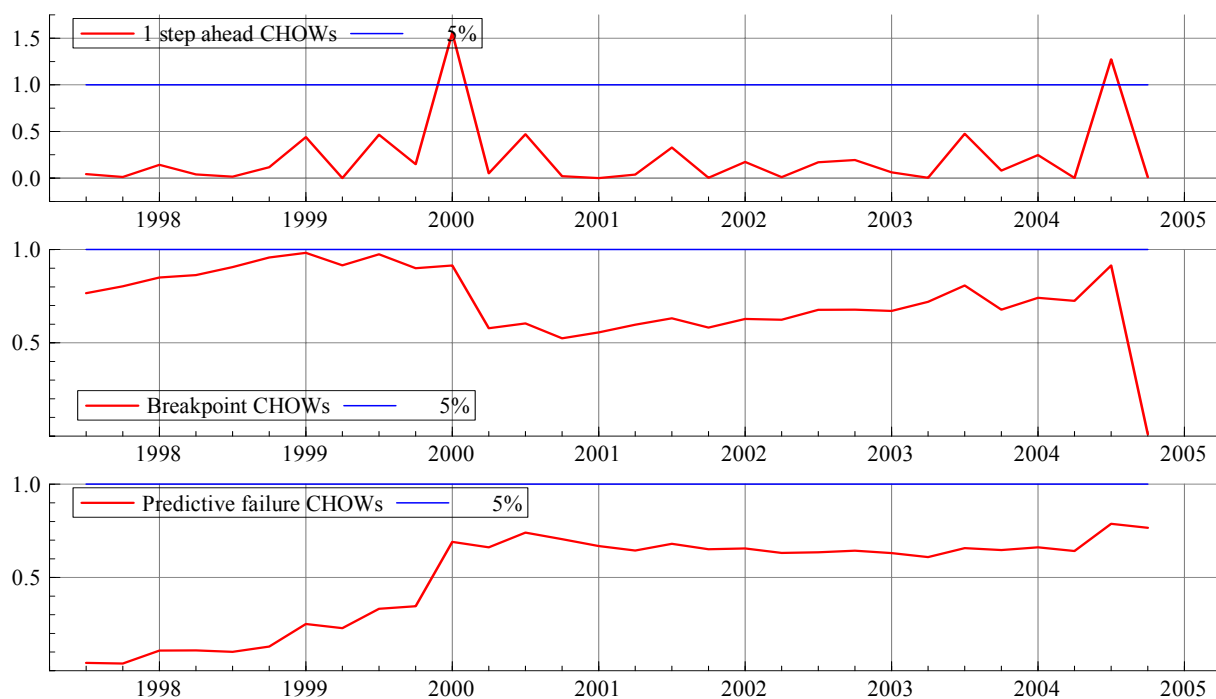


Graphique 7 : tests de Chow

A – Le système



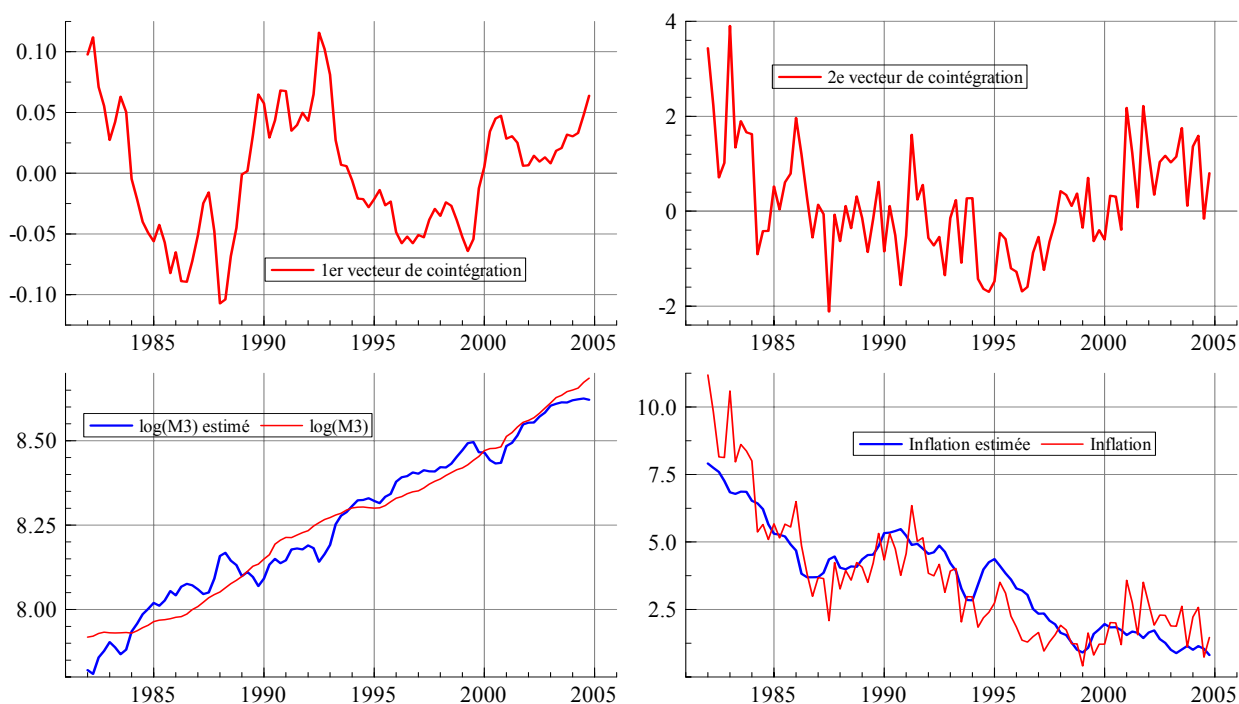
B – L'équation de demande de monnaie



Simulations

Les vecteurs de cointégration contraints (cf. cadrans 1 et 2 du graphique 8) indiquent les écarts plus ou moins marqués des variables endogènes observées (encaisses réelles et taux d'inflation) par rapport à leurs niveaux d'équilibre. Les simulations dynamiques du modèle de long terme (cf. cadrans 3 et 4 du graphique 9) montrent que les valeurs simulées et observées de M3 sont en phase. En revanche, le modèle surestime légèrement l'inflation entre 1995 et 2000 et la sous-estime entre 2000 et 2004.

Graphique 8 : simulations dynamiques des relations de long terme



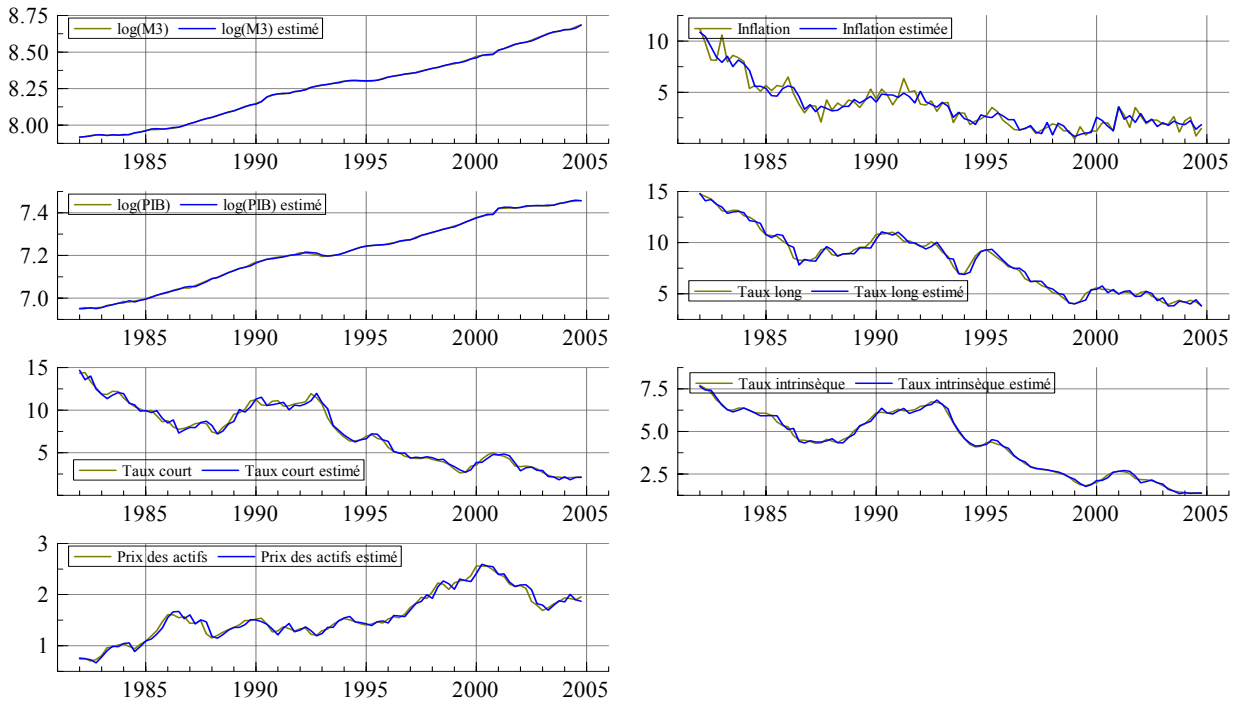
Les simulations dynamiques du modèle de court terme des variables en niveau fournissent des résultats globalement satisfaisants (cf. graphique 9). En effet, outre le fait que les variables simulées et observées affichent les mêmes profils, on ne note pas d'écart marqué entre les valeurs observées et simulées des agrégats.

Les simulations dynamiques réalisées hors échantillons, fondées sur les propriétés intrinsèques du système (sans ajout d'hypothèses complémentaires portant notamment sur les sentiers de croissance des variables explicatives des équations structurelles), sont résumées dans le graphique 10⁶. Les projections qui y sont présentées sont décrites par les plages d'évolution possible des variables.

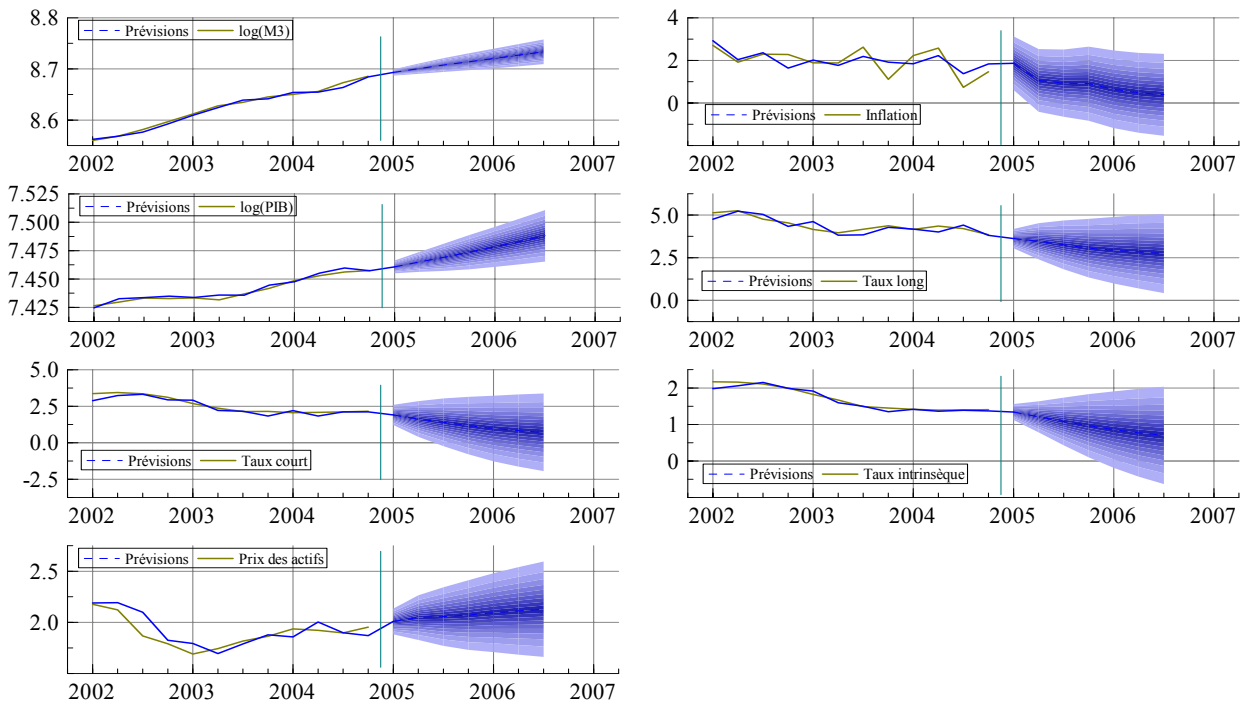
Ces projections sont dans l'ensemble relativement conformes aux observations passées. Toutefois, l'inflation paraît sous-estimée par le modèle.

⁶ En particulier, ces projections ont été réalisées sans la prise en compte d'une possible remontée des taux directeurs. En outre, l'exercice a été effectué avant la dernière hausse des taux de la BCE.

Graphique 9 : simulations dynamiques de court terme



Graphique 10 : Simulations hors échantillon



4. Point sur les études récentes

De nombreux articles récents ont été consacrés à la prise en compte des actifs financiers dans l'analyse des fonctions de demande de monnaie. En effet, comme on vient de le voir, l'introduction des prix d'actifs pourrait stabiliser les relations d'équilibre. En zone euro, ces travaux ont visé à fournir une explication à la forte croissance de l'agrégat monétaire M3 depuis l'année 2001. Le climat d'incertitude et la tendance à la baisse affichée par les marchés financiers auraient pu pousser les agents à réallouer leurs portefeuilles en faveur d'instruments de placement recensés dans M3 dans l'attente d'une conjoncture plus favorable.

En vue de faciliter les comparaisons, les résultats issus des principaux travaux récents prenant en compte des actifs financiers dans la demande de monnaie de la zone euro, sont harmonisés et présentés dans le tableau 9.

Ainsi, selon Kontolemis (2002), l'introduction d'un prix d'actif (moyenne du DAX et du CAC 50) améliore la relation de court terme sans que la stabilité de la relation d'équilibre en soit affectée⁷. Or, le CAC 50, qui incorpore les cinquante premières valeurs technologiques hors celles du CAC 40, affiche des variations de forte amplitude et peut être assimilé à une variable indicatrice dont le pouvoir explicatif est en réalité très faible.

Dans la relation monétaire de long terme mise en exergue par Bruggeman *et al.* (2003), l'influence des actifs financiers n'est pas significative. Toutefois, ils auraient un certain pouvoir prédictif à court terme⁸. Ainsi, selon ces auteurs, la prise en compte des actifs ne serait pas primordiale, notamment dans la stabilisation de l'équation de demande de monnaie⁹.

Ces premières études mettent en avant le rôle transitoire des marchés financiers dans l'analyse de l'agrégat monétaire. Cependant, deux études récentes (Boone *et al.*, 2004, Carstensen, 2004) délivrent des conclusions plus tranchées :

- Boone *et al.* (2004) concluent à la stabilité de la relation de cointégration reliant les encaisses monétaires à ses déterminants usuels et à une variable de richesse des ménages¹⁰ ;
- Carstensen (2004) conclut que l'écart du rendement des actions (r_a) au taux intrinsèque ainsi que l'indice de la volatilité des marchés (vol)¹¹ jouent un rôle crucial dans la stabilité d'une relation de demande de monnaie : l'évolution de M3 s'explique en partie par celle de ces deux variables ; en outre, à la différence de Boone *et al.*, Carstensen met en évidence un effet de substitution.

Il n'y a donc pas de véritable consensus sur les équations de base augmentées de prix d'actifs ; à cet égard, nos résultats se situent plutôt dans la lignée de ceux de la BCE et de l'OCDE, à ceci près que l'OCDE met en exergue un effet positif (*i.e.* une absence d'effet de substitution) du prix des actifs sur l'encaisse réelle.

⁷ De façon similaire, Cassola et Morana (2002) expliquent que la dynamique de l'agrégat M3 en zone euro a été dominée entre 2001 et 2003 par des effets de préférence pour la liquidité traduisant des transferts transitoires de richesse des marchés financiers vers les actifs monétaires

⁸ Bruggeman *et al.* ont également testé l'effet d'un indicateur de la volatilité (écart-type conditionnel d'un modèle GARCH estimé sur données hebdomadaires) dans l'équation de long terme. Celui-ci s'avère significatif mais de faible pouvoir explicatif.

⁹ Une seconde relation de cointégration apparaît. Elle correspondrait selon les auteurs à une équation de « pricing » du taux intrinsèque de M3 (cf. note 5).

¹⁰ Boone *et al.* (que nous remercions pour les informations qu'ils nous ont fourni) utilisent un indice de richesse trimestrielle estimé comme une moyenne géométrique d'un cours boursier et d'un prix de l'immobilier. Or, la série de l'indice de prix de l'immobilier résulte d'une trimestrialisation de la série annuelle fournie par la Banque des Règlements Internationaux. Cette méthode ne nous a pas convaincu. Nous ne l'avons donc pas retenue ici.

¹¹ L'indicateur de volatilité financière est la moyenne sur deux ans de la variance conditionnelle tirée d'un modèle GARCH.

Tableau 9 : équation de long terme de demande de monnaie et prix d'actif : principaux travaux pour la zone euro¹²

Auteurs	Période	Nbre de relations de cointégration	y	rown	rct	rlt	rct-rown	ra-rown	vol	ra	cst
BMN	1971 :1 2003 :4	1	1		-0,007	-0,0044				0,268	19,87
BDW	1980 :4 2001 :4	2	1,39	1,04	-0,62					-0,001	
K	1980 :1 2001 :3	1	1		-0,046					-0,40	
C	1980 :1 2003 :2	1	1,25				-0,019	-0,0014	0,04		
BdF	1981 :1 2004 :4	2	1			-0,037	-0,014			-0,049	1,579

Sources: BMN : Boone, Mikol, Van den Noord (2004), BDW : Bruggeman, Donati, Warne (2003), K : Kontolemis (2002), C : Carstensen (2004), BdF : Banque de France (2005) ; ra représente le rendement des actifs financiers ; vol est un indicateur de volatilité.

5 Écart d'encaissees réelles

Lorsque les résultats économétriques sont satisfaisants (tant du point de vue statistique qu'économique), l'équation des encaissees réelles offre un cadre rigoureux de mesure de l'écart d'encaissees réelles (*real money gap* – RMG). Dans ce cas, l'écart d'encaissees réelles est défini comme la différence des logarithmes du niveau observé et de celui de référence des encaissees réelles¹³.

Formellement, l'écart d'encaissees réelles s'écrit (en logarithme) : $rmg_t = (m - p)_t - (m - p)_t^*$

Le niveau d'équilibre (dans la pratique, plutôt celui de référence ou la tendance) des encaissees 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 encaissees réelles. Le RMG peut alors se mettre sous la forme :

$$rmg_t = (m - p)_t - (\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 y_t^* + \hat{\gamma}_3 \pi_t^* + \hat{\gamma}_4 rlt_t^* + \hat{\gamma}_5 (rct_t^* - rown_t^*) + \hat{\gamma}_6 \text{prix}_t^{\text{eurostoxi}^*})$$

où z_t^* désigne la valeur d'équilibre du logarithme de la variable z_t .

¹² Tous les taux sont en pourcentage. Les variables de même nature sont exprimées dans une unité commune. On peut donc comparer directement les coefficients estimés dans les différentes études.

¹³ On retient le logarithme des encaissees réelles car leur équation est spécifiée sous une forme semi-logarithmique (linéaire).

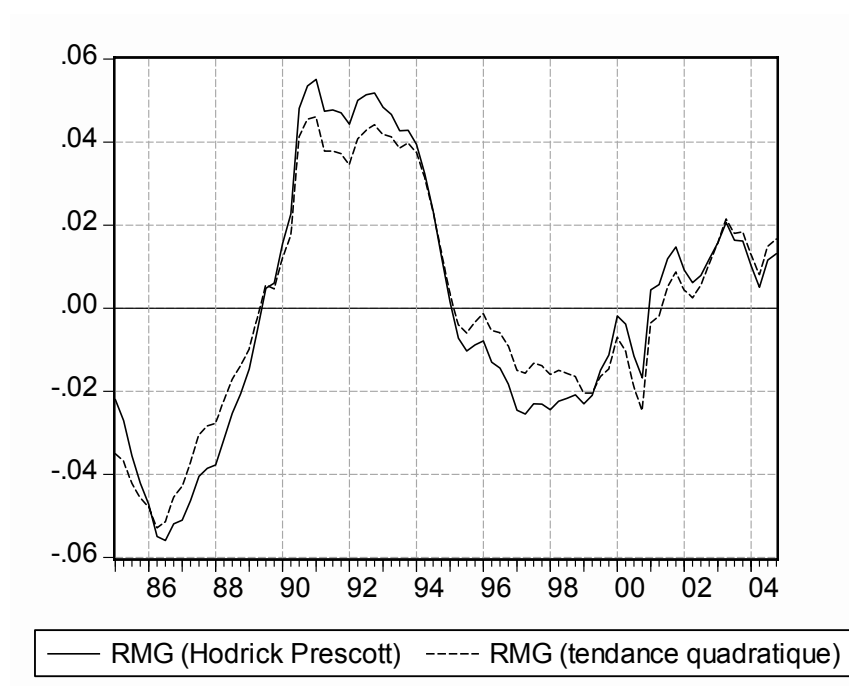
Les coefficients estimés sont tirés de la spécification de l'équation d'encaisses réelles avec un prix d'actifs financiers (cf. tableau 6). Plus précisément, l'expression générale du RMG prend la forme :

$$rmg_t = (m - p)_t - (1,578 y_t^* - 0,037 rlt_t^* - 0,014 (rct_t^* - rown_t^*) - 0,048 prix_t^{eurostoxx^*})$$

Les valeurs d'équilibre des variables sont définies comme des tendances, calculées ici à l'aide d'un filtre d'Hodrick-Prescott ou d'une tendance quadratique.

Les résultats correspondant aux deux méthodes de lissage (cf. graphique 11) sont globalement comparables d'un point de vue tant qualitatif, qu'il convient de privilégier compte tenu des incertitudes de mesure des valeurs d'équilibre des variables, que quantitatif. Des différences non significatives apparaissent ici et là mais les dates de retournement sont les mêmes et les diagnostics tirés des deux approches s'accordent sur l'existence depuis 2001 d'un excès de liquidité dans la zone euro. Celui-ci serait toutefois assez faible, au regard notamment de la situation qui prévalait entre 1991 et 1993.

Graphique 11 : écart d'encaisses réelles



Les résultats confirment la forte sensibilité de l'équation de base de demande de monnaie. Celle-ci se manifeste surtout par une instabilité des paramètres et une variation plus ou moins forte du nombre des relations de long terme.

Le fait d'étudier l'encaisse réelle hors contrepartie extérieure ne permet pas de résoudre le problème d'instabilité de cette équation. En revanche, l'introduction d'un prix d'actif, le cours des actions européennes, paraît plus probante au sens où elle permet d'établir des relations de long terme un peu plus stables. En outre, c'est un effet de substitution (effet négatif du rendement boursier sur l'encaisse réelle) que révèlent nos estimations. De ce fait, à prix et production constants, une baisse du rendement boursier, par exemple, se traduirait par une hausse de l'encaisse et une contraction de la vitesse de circulation de la monnaie.

Enfin, même s'il convient d'être prudent dans l'interprétation des résultats qui devraient être confirmés via des estimations ultérieures, l'écart d'encaisses réelles paraît positif depuis 2001. C'est donc un excès de liquidité modéré mais persistant qui prévaudrait dans la zone euro depuis cette date.

Bibliographie

Banque Centrale Européenne (2005)

« Évolutions monétaires et financières », *Bulletin mensuel*, p. 15-22, juillet

Banque de France (1999)

« L'impact des opérations avec l'extérieur sur la création monétaire dans la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n° 69, p. 49-56

Banque de France (2002)

« L'élaboration de la balance des paiements et de la position extérieure de la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n° 107, p. 37-54

Banque de France (2003)

« Estimation d'une fonction de demande de monnaie pour la zone euro : une synthèse des résultats », *Bulletin de la Banque de France*, n° 111, p. 47-72

Beyer (A.), Doornik (J.A.) et Hendry (D.F.) (2001)

“Constructing historical euro-zone data”, *The Economic Journal*, 111, F102-F121

Boone (L.), Mikol (F.) et Van den Noord (P.) (2004)

“Wealth effects on money demand in EMU: Econometric evidence”, *Working Paper*, n° 411, OCDE

Bruggeman (A.), Donati (P.) et Warne (A.) (2003)

“Is the demand for euro area M3 stable?”, *Working Paper*, n° 255, Banque Centrale Européenne

Carstensen (K.) (2004)

“Stock market downsizing and the stability of EMU money demand”, *Manuscrit*, Kiel Institute for World Economics

Cassola (N.) et Morana (C.) (2002)

“Monetary policy and the stock market in the euro area”, *Working Paper*, n° 119, Banque Centrale Européenne

Fagan (G.), Henry (J.) et Mestre (R.) (2005)

“An area-wide model (AWM) for the euro area”, *Economic Modelling*, n° 22, p. 39-59

Friedman (M.) (1988)

“Money and the Stock Market”, *Journal of Political Economy*, n° 96, p. 221-245

Johansen (S.) (1988)

“Statistical analysis of cointegrating vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, n° 12, p. 231-254

Johansen (S.) (1991)

“Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica*, n° 59, 1551-1580

Kontolemis Z. (2002)

“Money demand in the euro area: Where do we stand (today)?”, *Working Paper*, n° 185, International Monetary Fund

ANNEXE

A.1 Propriétés statistiques des séries

Variables	Ordres d'intégration	Statistiques de test
m_t	$I(1) + t$	4,554415 [ADF]
y_t	$I(1) + t$	5,116810 [ADF]
$rown_t$	$I(1)$	- 1,549583 [ADF]
rct_t	$I(1)$	- 1,710159 [ADF]
rlt_t	$I(1)$	- 1,466860 [ADF]
\dot{E}_t	$I(0) + c$	- 2,013030 [ADF]
$prix_t^{eurostoxx}$	$I(1) + c$	0,418139 [ADF]

t = tendance ; c = constante

A.2 Statistiques du test de la trace : spécification traditionnelle (1987 :1-2002 :1)

Valeurs propres	Statistiques de rapport de vraisemblance	Valeurs critiques à 5 %	Nombres de relations de cointégration
0,594	137,357	103,847	Aucune (a)
0,384	82,347	76,973	Au plus 1 (a)
0,318	52,777	54,079	Au plus 2
0,187	29,441	35,193	Au plus 3
0,159	16,797	20,262	Au plus 4
0,097	6,251	9,165	Au plus 5

(a) Rejet de l'hypothèse au seuil de 5 %

A.3 Statistiques du test de la trace : spécification traditionnelle (1987 :1-2004 :4)

Valeurs propres	Statistiques de rapport de vraisemblance	Valeurs critiques à 5 %	Nombres de relations de cointégration
0,577	140,667	103,847	Aucune (a)
0,340	78,678	76,973	Au plus 1 (a)
0,250	48,697	54,079	Au plus 2
0,188	27,973	35,193	Au plus 3
0,139	13,010	20,262	Au plus 4
0,030	2,220	9,165	Au plus 5

(a) Rejet de l'hypothèse au seuil de 5 %

A.4 Nombres r1/r2 de relations de cointégration (au seuil de 5%)(a)

Dates de début d'échantillon	Dates de fin d'échantillon					
	2002:1	2002:4	2003:1	2003:4	2004:1	2004:4
1985:1	2/1	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1
1985:4	3/1	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1
1986:1	3/1	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1
1986:4	3/1	2/1	2/1	2/1	2/1	3/1
1987:1	2/1	2/1	1/1	1/1	1/1	2/1
1987:4	3/2	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1988:1	3/3	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1988:4	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1989:1	3/3	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1989:4	3/2	3/2	3/2	3/2	2/2	3/2

(a) r1/r2 : r1 représente le nombre de relations obtenu par le test de la trace et r2 le nombre de relations obtenu par le test de la plus grande valeur propre.

A.5 Statistiques du test de la trace : nouvelle spécification (1982 :1-2004 :4)

Valeurs propres	Statistiques de rapport de vraisemblance	Valeurs critiques à 5 %	Nombres de relations de cointégration
0,542	70,429	53,188	Aucune (a)
0,329	47,812	47,079	Au plus 1 (a)
0,274	37,826	40,957	Au plus 2
0,223	31,212	34,806	Au plus 3
0,172	18,577	28,588	Au plus 4
0,099	12,723	22,299	Au plus 5
0,054	8,094	15,892	Au plus 6

(a) Rejet de l'hypothèse au seuil de 5 %

Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaïd, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaïd, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaïd and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.
37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières “gagnantes” et “perdantes” », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : efficacité et efficacie », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, “On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note,” October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur and P. Sicsic, “Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period,” January 1998.
51. P. Jacquinot, « L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, “Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates,” June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and M. Rockinger, “Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election,” June 1998.
55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.
56. E. Jondeau and M. Rockinger, “Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints,” January 1999.

57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.
74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.
76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.

77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la Conjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal Capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Clette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic Activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C. Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupias, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial Systems and The Role in Monetary Policy Transmission in the Euro Area," November 2002.
94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.
95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, "What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets?," December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, "Investment, the Cost of Capital and Monetary Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation," December 2002.

97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, "Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area," December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l'escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) », décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Cette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 », janvier 2003.
100. G. Cette and Ch. Pfister, "The Challenges of the "New Economy" for Monetary Policy," January 2003.
101. C. Bruneau, O. De Bandt, A. Flageollet and E. Michaux, "Forecasting Inflation using Economic Indicators: the Case of France," May 2003.
102. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Forecasting Inflation in the Euro Area," May 2003.
103. E. Jondeau and H. Le Bihan, "ML vs GMM Estimates of Hybrid Macroeconomic Models (With an Application to the "New Phillips Curve")," September 2003.
104. J. Matheron and T.-P. Maury, "Evaluating the Fit of Sticky Price Models," January 2004.
105. S. Moyen and J.-G. Sahuc, "Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model," January 2004.
106. M. Baghli, V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraise et J.-P. Villette, « MASCOTTE : Modèle d'Analyse et de préviSion de la Conjoncture TrimesTrielle », février 2004.
107. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Bank Bias: Segmentation of French Fund Families," February 2004.
108. E. Jondeau and M. Rockinger, "Optimal Portfolio Allocation Under Higher Moments," February 2004.
109. C. Bordes et L. Clerc, « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique », mars 2004.
110. N. Belorgey, R. Lecat et T.-P. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T.-P. Maury and B. Pluyaud, "The Breaks in per Capita Productivity Trends in a Number of Industrial Countries," April 2004.
112. G. Cette, J. Mairesse and Y. Kocoglu, "ICT Diffusion and Potential Output Growth," April 2004.
113. L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu, "Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data," September 2004.
114. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Inflation and the Markup in the Euro Area," September 2004.
115. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area," September 2004.

116. G. Cette, J. Lopez and P.-S. Noual, "Investment in Information and Communication Technologies: an Empirical Analysis," October 2004.
117. J.-S. Mésonnier et J.-P. Renne, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », octobre 2004.
118. J.-G. Sahuc, "Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve," December 2004.
119. C. Loupias et B. Wigniolle, « Régime de retraite et chute de la natalité : évolution des mœurs ou arbitrage micro-économique ? », décembre 2004.
120. C. Loupias and R. Ricart, "Price Setting in France: new Evidence from Survey Data," December 2004.
121. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Interactions between Business Cycles, Stock Markets Cycles and Interest Rates: the Stylised Facts," January 2005.
122. L. Bilke, "Break in the Mean and Persistence of Inflation: a Sectoral Analysis of French CPI," January 2005.
123. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the US Economy," April 2005.
124. M. Dupaigne, P. Fève and J. Matheron, "Technology Shock and Employment: Do We Really Need DSGE Models with a Fall in Hours?," June 2005.
125. P. Fève and J. Matheron, "Can the Kydland-Prescott Model Pass the Cogley-Nason Test?," June 2005.
126. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the Euro Area," June 2005.
127. O. Loisel, "Central Bank Reputation in a Forward-Looking Model," June 2005.
128. B. Bellone, E. Gautier et S. Le Coent, « Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ? », juillet 2005.
129. P. Fève, « La modélisation macro-économétrique dynamique », juillet 2005.
130. G. Cette, N. Dromel and D. Méda, "Opportunity Costs of Having a Child, Financial Constraints and Fertility," August 2005.
131. S. Gouteron et D. Szpiro, « Excès de liquidité monétaire et prix des actifs », septembre 2005.
132. J. Baude, « L'impact des chocs boursiers sur le crédit en France depuis le milieu des années quatre-vingt-dix », septembre 2005.
133. R. Bourlès and G. Cette, "A Comparison of Structural Productivity Levels in the Major Industrialised Countries," October 2005.
134. T. Grunspan, "The Fed and the Question of Financial Stability: An Empirical Investigation," October 2005.

135. S. Fabiani, M. Druant, I. Hernando, C. Kwapil, B. Landau, C. Loupias, F. Martins, T. Mathä, R. Sabbatini, H. Stahl and A. Stockman, "The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence," November 2005.
136. E. Dhyne, L. Alvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler and J. Vilmunen, "Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data," November 2005.
137. D. Fougère, H. Le Bihan and P. Sevestre, "Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconomic Investigation," November 2005.
138. L. Alvarez, E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Le Bihan, P. Lünemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen and J. Vilmunen, "Sticky Prices in the Euro Area: a Summary of New Micro Evidence," November 2005.
139. E. Kharroubi, "Illiquidity, Financial Development and the Growth-Volatility Relationship," February 2006.
140. M. Baghli, C. Cahn and H. Fraise, "Is the Inflation-Output Nexus Asymmetric in the Euro Area," April 2006.
141. E. Jondeau and J.-G. Sahuc, "Optimal Monetary Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area with Cross-country Heterogeneity," April 2006.
142. S. Avouyi-Dovi, M. Brun, A. Dreyfus, F. Drumetz, V. Oung et J.-G. Sahuc, « La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen », Mai 2006

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque de la direction de la recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the working Papers, contact the library of the Research Directorate at the following address :

BANQUE DE FRANCE
41- 1404 Labolog
75049 Paris Cedex 01
tél : (0)1 42 92 49 55
fax : (0)1 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr