

19^{ème} CONFERENCE INTERNATIONALE D'ECONOMIE
MONETAIRE ET BANCAIRE

Lyon (France), 6 et 7 juin 2002

*Les effets de la mise en place de l'UEM sur la stabilité
et la sensibilité aux chocs du taux de change euro contre dollar*

Jean-François GOUX

Professeur, Université Lyon 2

GATE – CNRS

L'objet de cette communication* est de répondre à la question suivante : est-ce que parmi les gains d'une union monétaire figure une plus grande stabilité et une moins grande sensibilité du taux de change de la monnaie unique ? Dans le cas particulier de l'UEM européenne, nous allons montrer que sa mise en place s'est traduite par une modification tant de la stabilité que de la réponse aux chocs du taux de change euro contre dollar. Par « mise en place » nous n'entendons pas le début effectif de l'UEM (janvier 1999), nous désignons par cette expression le processus de construction de l'UEM, autrement dit les étapes décisives. En ce qui concerne la stabilité, nous proposons une nouvelle définition et un nouveau mode de calcul fondé sur les VECM (modèles à correction d'erreur). Pour les chocs, nous utilisons une analyse économétrique adaptée fondée sur la méthodologie des VAR structurels co-intégrés permettant de tester les effets des principaux chocs : politique monétaire, extérieur, de prix, d'offre, de demande, monétaire, de change. Il suffit ensuite de comparer les deux périodes : avant et après la date décisive de mise en place de l'UEM.

De nombreuses autres études ont examiné cette question du taux de change euro contre dollar, dans une perspective de moyen ou long terme¹ – Brooks *et alii* (2001), Chin et Alquist (2001), Duval (2001), Goux (2001), Meredith (2001), Teïletche (2000, 2001), Koen *et alii* (2002)² – ou de court terme - CNCT (1999), Artus (2000), Benassy-Quéré (2000), De Grauwe (2000), Sinn *et alii* (2001) -. Dans la plupart des cas, il s'agissait de déterminer les facteurs explicatifs (fondamentaux) afin de proposer un modèle capable de reproduire les évolutions

* Je remercie J.P. Allegret (GATE) et J. Trotignon (GATE) pour l'aide documentaire qu'ils m'ont apporté lors de la rédaction de cet article. Une première version, en anglais, de cette communication a été présentée au colloque international « Towards Regional Currency Areas », Santiago du Chili, 26 et 27 mars 2002.

¹ Toutes ces études tombent évidemment sous le coup de la critique de Lucas.

² Ce document comporte un bilan quasi-exhaustif des investigations économétriques sur ce point.

passées et, si possible, de fonder des prévisions. Notre objectif est sensiblement différent. Nous ne cherchons pas à déterminer une relation stable à long terme conforme à la théorie économique, mais au contraire à montrer que la mise en place de l'UEM a contribué à modifier les comportements des agents économiques et donc les propriétés du taux de change euro contre dollar, en particulier sa stabilité et sa résistance aux chocs. La littérature théorique sur cette question considère généralement que la stabilité doit diminuer, à cause de l'effet de taille (*benign neglect*), des divergences possibles entre la politique monétaire et la politique budgétaire, de la réduction de la diversification des monnaies, de l'accroissement des mouvements de capitaux, etc. : Artus (1997a, 2000, 2001), Benassy-Quere et alii (1997), Cohen (1997). D'autres défendent la position inverse en considérant qu'une union monétaire augmente la stabilité réelle et, par voie de conséquence, celle du taux de change, diminue le risque de sur-ajustement, rapproche de la PPA : Artus (1997b), Benassy-Quere et Mojon (1998), Cleeton (1998), Martin (1997). Quelques uns ont une position plus mitigée : Creel et Sterdyniak (1998), Benassy-Quere et alii (1998).

Cette communication a un deuxième enjeu, à savoir que si l'on peut démontrer que le point de départ pertinent des analyses de l'UEM est antérieur à 1999, cela permet d'éviter la critique de Lucas et donc d'utiliser sans difficulté des séries statistiques plus longues, à partir de cette date de rupture.

Dans un premier temps, nous présentons la périodisation retenue et les données, dans un deuxième temps, l'analyse de la stabilité et dans un troisième temps, les effets des chocs économiques.

I – LES DATES ET LES DONNEES

1. Les dates

Le point de départ pose peu de problèmes. La date de mars 1979 (début du SME) s'impose naturellement. Ce choix est conforté par les travaux de Clarida *et alii* (1998) qui soulignent un changement de régime majeur en 1979 dans les politiques monétaires conduites au sein de la zone³. Cette solution permet d'éviter ainsi la critique de Lucas. Pour la même raison, comme nous l'avons déjà indiqué, nous nous écartons de l'hypothèse, sous jacente à beaucoup d'études, d'absence de modification marquée au cours de la période 1979 – 1999.

³ D'après Garcia et Verdelhan (2001)

Plusieurs dates de rupture peuvent être retenues⁴ : 1990 (début de la phase 1 de l'UEM), 1992 (traité de Maastricht), 1994 (début de la phase 2 après le conseil européen de Copenhague qui a défini les critères de convergence pour l'adhésion à l'UEM et gel de la composition du panier de l'ECU), 1996 (année consécutive au conseil de Madrid qui précise les modalités de passage à la monnaie unique). Parmi celles-ci, les deux premières peuvent être écartées sans difficulté. Il est hautement probable, qu'à cette époque, aucun intervenant sur les marchés des changes, ni aucun politique, n'intégrait la mise en place de l'UEM dans sa stratégie. Les deux dernières s'imposent ; en revanche, le choix entre les deux est délicat. Nous retiendrons 1994 surtout pour des raisons économétriques ; en effet, sinon, la longueur de la dernière période est insuffisante pour assurer la qualité des tests et des simulations. Cependant, les arguments d'ordre économique ou institutionnels ne manquent pas : en particulier, la dernière crise du SME vient d'être surmontée et la réforme d'août 1993 commence à porter ses fruits⁵.

2. Les données

Les périodes d'observation étant relativement courtes, cela nous oblige à utiliser un modèle parcimonieux, autrement dit un petit nombre de variables. Dans ce cadre, nous retiendrons seulement six variables indispensables : le taux de change, un taux d'intérêt représentatif de la politique monétaire, un indicateur d'activité, la quantité de monnaie, les prix ou le taux d'inflation, une contrainte extérieure (taux d'intérêt américain). D'autres variables « extérieures », comme les prix, l'activité ou la quantité de monnaie aux Etats-Unis, n'ont ainsi pas été retenues. Cela nous empêchera, en partie, de tester l'existence de modèles fondamentaux précis ; mais ce n'est pas, rappelons le, notre objectif. Notons, cependant, que si le taux d'intérêt (FFR), l'activité économique et l'inflation sont co-intégrés dans le cas des Etats-Unis, autrement dit, s'il existe une relation de Taylor, le FFR représente, à lui seul, l'ensemble de ces variables. Leur absence n'est donc pas un handicap.

Parmi ces variables sélectionnées, deux séries sont à reconstruire : le taux de change et le taux d'intervention des autorités monétaires.

⁴ Nous avons écarté une date importante : mai 1998 (conseil européen de Bruxelles qui a établi la liste des pays qualifiés, fixé les parités bilatérales et décidé de la composition du directoire de la BCE). Elle était trop proche de janvier 1999 pour qu'il y ait une différence notable entre les deux.

⁵ Une recherche en cours, fondée sur la co-intégration avec break structurel (Johansen *et alii*, 2001) devrait nous permettre de tester la validité de ces dates de rupture

Le taux de change

Principe de la solution : recalculer la valeur de l'euro avant 99 à partir d'une moyenne pondérée des taux de change bilatéraux par rapport au dollar des monnaies participant à l'euro. Trois solutions de pondération : une pondération fixe correspondant à celle retenue au moment de la définition de l'euro ; une pondération variable correspondant à celle de l'ECU⁶ (solution adoptée par l'OCDE) ; une pondération variable établie à partir des échanges de produits manufacturés⁷ (solution adoptée par la BCE à partir de la source BRI). Les deux dernières solutions conduisant à des résultats très proches, elles seront considérées comme équivalentes. La première solution, trop simpliste, sera écartée d'office. Nous retiendrons donc les chiffres de l'OCDE de mars 1979 (naissance de l'ECU) à décembre 1998 en données mensuelles. A partir de janvier 1999, les chiffres officiels seront pris en compte. Le graphique 1 représente la cotation au certain (valeur de l'euro en \$ US), utilisée pour tous les calculs dans cet article. Cette variable, en logarithme, est notée *s*. D'autres études comportent une même reconstitution du taux de change. Par exemple, Teïletche (2001) retient trois modalités de construction : assimilation de l'euro à l'ECU, assimilation de l'euro au Deutsche Mark, moyenne pondérée par le PIB en volume des parités bilatérales. Il retient cette dernière solution, mais montre que les trois sont peu différentes après 1985 (inférieure à 7 %) et très proches après 1990 (moins de 3 %).

L'étude de la stationnarité des séries est indispensable car elle conditionne les propriétés des modèles économétriques utilisés par la suite. Parmi les graphiques 2 de l'annexe 1, celui de la variable notée *E*, correspondant au logarithme du taux de change, montre apparemment que celui-ci n'est pas stationnaire, quelle que soit la période. Le test ADF (cf. annexe 2) confirme le caractère *I*(1) de la série.

⁶ Dans ce cas, avant 1999, euro = ECU.

⁷ De type taux de change effectif.

graphique 1 : le taux de change reconstruit euro/dollar de 1979 à 2002



Le taux d'intérêt nominal

Il est évidemment inconcevable d'essayer de recalculer ce qu'aurait été le taux directeur de la BCE depuis 1979, même à partir des taux directeurs des banques centrales nationales. La stratégie d'une banque ne peut pas se réduire à une moyenne pondérée de stratégies séparées⁸. En revanche, il paraît possible de recalculer un taux de marché du type de l'EURIBOR à 3 mois, à partir des taux du même type en Europe. L'OCDE a procédé à une telle rétropolation à partir de janvier 1994 sur la base des taux nationaux pondérés par les PIB. Nous l'avons complétée de mars 1979 à décembre 1993, en calculant la moyenne des taux à 3 mois français (PIBOR) et allemand (FIBOR) considérés comme suffisamment représentatif de la zone euro (E 11). La transmission des variations des taux d'intervention de la banque centrale aux taux

⁸ Il faut cependant noter que la Bundesbank intervenait activement sur le marché du dollar et que, étant donné le poids du DM au sein de l'ECU, on peut considérer son action comme celle d'une banque centrale représentant toute la zone du SME. Il y a donc une unité implicite (cf. Rivera-Batie, 1994, et Fratiani et Von Hagen, 1990).

de marché à court terme étant quasi instantané, on pourra les assimiler et considérer l'EURIBOR comme représentatif de la politique monétaire au sein de la zone euro (cf. annexe 1, graphique 1). Cette variable, non transformée, est notée **i**.

La série ne semble pas, non plus, stationnaire d'après les graphiques 2 de l'annexe 1 (variable dénommée taux). Le test ADF confirme la nature I(1) du taux d'intérêt nominal.

Les autres variables

Ce sont : la masse monétaire M3 (zone E 11), en logarithme, notée **m** ; l'indice des prix à la consommation (zone E 11), en logarithme, noté **p**, ou le taux d'inflation, en différence logarithmique, noté **p** ; l'indice de la production industrielle (zone E 11), en logarithme, noté **y** ; le taux d'intérêt des fonds fédéraux américains, non transformé, noté **f**.

On trouvera également en annexe 1 (graphiques 2) la représentation de ces différentes variables, en niveau et en différence, pour les deux périodes. Les test ADF (annexe 2) confirment le caractère I(1) des différentes séries. Notons le cas particulier de l'indice des prix, plutôt I(2), puisqu'il a été nécessaire de le différencier deux fois pour le rendre stationnaire. Le taux d'inflation est donc I(1). Nous avons délibérément ignoré une difficulté identique en ce qui concerne la masse monétaire dont la nature I(2) n'est pas improbable⁹.

II – LA STABILITE DU TAUX DE CHANGE

Dans la mesure où nous voulons tester parallèlement et de manière cohérente la résistance aux chocs et la stabilité, cette dernière sera définie en terme de stationnarité¹⁰. En effet, une série stationnaire tend à retourner à sa moyenne quand elle s'en est écarté sous l'effet de chocs ; ce qui correspond très exactement à l'idée que nous voulons formaliser. Cette conception de la stabilité se rapproche également de la notion de volatilité, utilisée pour caractériser le risque des actifs financiers. Elle s'en différencie cependant, puisque la volatilité se mesure uniquement avec la variance, alors que la stationnarité implique les autocovariances et les espérances. Notre conception se démarque également de la notion de stabilité structurelle au sens de Friedman ou de Poole, qui concerne la valeur des paramètres d'une relation.

⁹ Une analyse économétrique reconnaissant le caractère I(2) du processus vectoriel est possible (Juselius, 1995), mais elle demeure complexe à mettre en œuvre pour des résultats peu différents d'un modèle I(1). Nous préférons corriger les variables lorsque c'est plausible d'un point de vue économique et ne rien changer sinon ; c'est le cas pour la masse monétaire.

¹⁰ Rappelons qu'une série est stationnaire (du second ordre) quand ses deux premiers moments (espérances et autocovariances) sont finis et indépendants du temps.

Cependant, une telle interprétation est restrictive, car elle ignore le contexte économique dans lequel évolue la variable. Nous définirons donc la stabilité de manière plus générale en terme de co-intégration¹¹, la stationnarité étant alors seulement un cas particulier. Une série sera considérée comme stable si elle est co-intégrée avec d'autres variables¹², autrement dit si la combinaison linéaire qu'elle forme avec ces variables est stationnaire. On retrouve bien ainsi le principe de retour à l'équilibre à la suite d'un choc. Cela revient à considérer que la variable, ici le taux de change s_t , est égal à la somme d'une composante permanente s_t^* (de nature I(1)) et d'une composante transitoire ε_t , I(0). S'il y a stabilité, l'écart entre les deux séries mesuré par ε_t est stationnaire. On peut considérer que s_t^* joue le rôle d'une force de rappel. Tout naturellement, cette composante permanente peut être rapprochée de la valeur fondamentale.

Cette conception a, en outre, le grand avantage de permettre de mesurer le degré de stabilité. En effet, comme le rappellent et l'utilisent Johansen (1995), Hansen et Juselius (1995), la reformulation de la relation de co-intégration dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur équivalent permet de calculer aisément le poids ou la vitesse d'ajustement vers la relation co-intégrante. Une valeur plus ou moins élevée de ce coefficient α peut alors être interprétée comme une plus ou moins grande stabilité. Nous généralisons ainsi une analyse courante dans les recherches sur la PPA (Mac Donald, 1995).

Nous allons utiliser les travaux récents de l'économétrie des séries non stationnaires appropriée à une telle situation, en particulier l'approche développée par Johansen (1988, 1995), Johansen et Juselius (1990, 1992, 1994), Hansen et Juselius (1995), Amisano et Giannini (1997). La théorie de la co-intégration multivariée¹³, dans le cadre des modèles auto régressifs vectoriels (VAR), qu'ils proposent, devrait nous permettre, à la fois, de déterminer un modèle pertinent sans perte d'information - variables en niveau - et de tester différentes hypothèses structurelles grâce au recours systématique à la méthode du maximum de vraisemblance qui se révèle particulièrement adaptée à cet objet.

1. le modèle : les relations de co-intégration

¹¹ Un vecteur de n séries non stationnaires X_t est dit co-intégré s'il existe un vecteur β tel que la série univariée $\beta'X_t$ est stationnaire.

¹² Ces variables peuvent être les fondamentaux.

¹³ Pour une vision synthétique et complète, le lecteur est renvoyé au dernier ouvrage de Johansen (1995) ainsi qu'à celui d'Amisano et Giannini (1997).

Le modèle de base est un VAR à p dimensions ($p=5$), avec des erreurs suivant une distribution de Gauss, de la forme suivante :

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \mu + \psi D_t + e_t$$

avec $t = 1, \dots, T$; k est le nombre de retards¹⁴, et où x_t est un vecteur (6×1) de variables stochastiques tel que $x'_t = (i_t \quad m_t \quad p_t \quad y_t \quad f_t \quad s_t)$, e_t est un terme d'erreur *niid* $(0, \Sigma)$ et D_t un vecteur de variables non stochastiques (coefficients saisonniers, trend temporel, variables auxiliaires) ou de variables stochastiques exclues de l'espace de co-intégration (variables incluses dans la dynamique de court terme, mais pas dans l'espace de co-intégration). Les matrices A contiennent les coefficients.

Conformément au théorème de représentation de Engle et Granger (1987), le modèle précédent peut être reformulé dans une version à correction d'erreur (VECM) :

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \psi D_t + e_t$$

où les matrices Γ et Π contiennent les coefficients, les premiers concernent les relations de court terme, les seconds, de long terme. Seul ce dernier élément nous intéresse précisément dans cet article. La dynamique de court terme n'est pas négligée, mais elle sert seulement à spécifier correctement l'équilibre de long terme.

Il reste cependant à préciser la forme exacte de la composante déterministe du modèle¹⁵. Afin d'éviter une trop grande complication et conformément aux résultats des tests

¹⁴ Différents tests indiquent que ce nombre est de l'ordre de 5.

¹⁵ Plusieurs cas de figure sont possibles. On peut les mettre en évidence en décomposant μ et ψ de la manière suivante:

$$\psi = \phi \psi_1 + \phi_{\perp} \psi_2$$

$$\mu = \phi \mu_1 + \phi_{\perp} \mu_2$$

où ϕ_{\perp} est le vecteur orthogonal complémentaire à ϕ ; ψ_2 est un vecteur $(p - r)$ de coefficients correspondant à un trend quadratique dans les données; ψ_1 est le vecteur (r) des coefficients du trend linéaire dans les relations de cointégration; μ_2 est un vecteur $(p - r)$ des coefficients de pente du trend linéaire dans les données; μ_1 est un vecteur (r) de constantes dans les relations de cointégration.

cas 1 : ψ et $\mu \neq 0$: aucune restriction dans le modèle, ce qui impliquerait un trend quadratique dans les données; aucune des séries statistiques utilisées étant de ce type, nous écarterons *a priori* cette solution.

cas 2 : $\psi_2 = 0$; $\psi_1, \mu_1, \mu_2 \neq 0$: le trend quadratique est exclu, en revanche un trend linéaire est possible dans la relation de cointégration; cette solution ainsi que les suivantes permet la présence de variables TS (trend stationnaires).

de stationnarité, nous supposerons simplement que D_t contient au moins une constante, permettant ainsi au modèle de prendre en compte un trend linéaire présent dans plusieurs séries. On y ajoutera une composante saisonnière afin de corriger au maximum¹⁶ ces effets fortement présents dans des données mensuelles.

L'hypothèse de co-intégration est formulée comme le rang r de la matrice Π , dans l'équation suivante¹⁷.

$$H(r) : \Pi = \alpha\beta'$$

Lorsque $r = 1$, le vecteur β est le vecteur de co-intégration entre les variables ; il correspond à une seule relation de long terme. Lorsque $r > 1$, β est une matrice définissant l'espace de co-intégration ; il existe alors plusieurs relations de long terme. α est le vecteur, ou la matrice, d'ajustement (les poids), c'est-à-dire la mesure de la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme. Une fois le rang de co-intégration déterminé, d'autres tests d'hypothèse sont possibles

2. Les résultats

Notre objectif est de déterminer s'il existe une ou plusieurs relations de co-intégration. Ensuite de vérifier si l'espace de co-intégration ainsi défini contient au moins une relation où intervient le taux de change et de vérifier si, avec ou sans hypothèses supplémentaires, cette relation peut être assimilée à une relation d'équilibre de long terme faisant intervenir des facteurs fondamentaux. Enfin, il restera à préciser la valeur du coefficient α , mesurant la stabilité.

La période du SME : 1979 – 1993

cas 3 : $\psi = 0$; $\mu_1, \mu_2 \neq 0$: $\mu_2 \neq 0$ autorise la présence d'une tendance linéaire dans les données en niveau et $\mu_1 \neq 0$, la présence d'une constante dans la relation de co-intégration ; ce cas très général est celui qui a été retenu.

cas 4 : $\psi = 0$; $\mu_2 = 0$; $\mu_1 \neq 0$: le trend linéaire dans les données est exclu, seules demeurent les constantes dans les relations de co-intégration ; plusieurs variables, les taux d'intérêt en particulier, ne présentant pas de trend linéaire, on ne peut pas *a priori* écarter une telle solution.

cas 5 : $\psi = \mu = 0$: cette situation extrêmement restrictive n'est étudiée que dans des cas exceptionnels ; nous l'écartons *a priori* car rien ne semble la justifier.

¹⁶ Certaines séries sont déjà CVS.

¹⁷ Ce qui signifie que le système comporte au moins $(p - r)$ racines unitaires, correspondant à autant de tendances communes, ou chocs permanents, et au plus r relations de co-intégration.

Le test retenu est celui de la trace, $H(r)$ contre $H(n)$; il permet de déterminer le nombre r de relations de co-intégration présentes¹⁸. Nous retiendrons un seuil de risque de 1 % afin de limiter le nombre de relations. Le tableau 1 met en évidence la présence de 4 relations de co-intégration.

tableau 1 : détermination du nombre r de relations de co-intégration (période 79-93)

H0 : r	Trace	Valeur critique
0	124,01	102,95
1	86,25	76,37
2	60,47	53,91
3	37,48	34,87
4	19,65	19,69
5	4,57	6,64

Les relations de co-intégration sont ensuite déterminées selon la méthodologie de Johansen (1995). Comme nous recherchons seulement une relation concernant le taux de change, toutes les relations seront normées en affectant la valeur 1 au coefficient de cette dernière variable. Les résultats (matrice β) sont ceux du tableau 2.

tableau 2 : détermination de l'espace de co-intégration (période 79-93)

i	m	π	y	f	s
0,090	-4,121	15,233	6,335	-0,378	1,000
-0,049	0,140	1,785	0,054	0,013	1,000
0,340	-0,760	-22,542	2,203	-0,061	1,000
-0,033	2,418	6,649	-8,809	0,146	1,000

Les résultats sont particulièrement intéressants. La deuxième relation de co-intégration, en particulier, peut parfaitement s'interpréter comme une équation de moyen terme¹⁹ expliquant

¹⁸ On trouvera chez Johansen (1988, 1991) et Johansen et Juselius (1990) la présentation théorique de ces tests.

¹⁹ La faible longueur de la période (14 ans) ne permet pas d'identifier une relation de long terme.

le taux de change en référence à la théorie du portefeuille, qui constitue aujourd'hui un cadre explicatif classique. Son écriture standard est la suivante :

$$s_t = 0,049 i_t - 0,140 m_t - 1,785 \pi_t - 0,054 y_t - 0,013 f_t + \text{constante}$$

Les signes par rapport au taux d'intérêt domestique i et extérieur f sont ceux attendus par la théorie du portefeuille. De même la croissance de la masse monétaire a une influence négative. Les autres paramètres sont également plausibles : effet négatif du taux d'inflation (anticipation de perte de valeur de la monnaie nationale) et effet négatif d'un accroissement de la production (effet keynésien de hausse des importations).

A titre complémentaire, on peut proposer une identification plus poussée de l'espace de co-intégration. Le tableau 3 en est une illustration, mais d'autres calculs sont possibles.

tableau 3 : les relations de co-intégration (période 79-93)

i	m	π	y	f	s
0,006	-0,271	1,000	0,416	-0,025	0,066
-0,049	0,140	1,785	0,054	0,013	1,000
1,000	-2,237	-66,303	6,481	-0,178	2,941
0,004	-0,274	-0,755	1,000	-0,017	-0,114

Afin de mesurer le degré de stabilité, nous déterminons le poids α correspondant, que nous interprétons comme la vitesse moyenne de convergence vers la relation co-intégrante de moyen terme précédemment définie. Le tableau 4 détaille le vecteur des poids correspondant à la deuxième relation de co-intégration (celle que nous avons retenu pour expliquer le comportement à moyen terme du taux de change) pour les différentes variables du VECM. La valeur correspondant à l'équation expliquant Δs est égale à $-0,019$. Le signe négatif est normal étant donné qu'il s'agit d'une correction d'erreur. Environ 2 % de l'écart par rapport au mécanisme de correction d'erreur est corrigée au cours du mois. Cela signifie que 50 % de l'écart à la tendance de moyen terme est résorbé en 36 mois environ ($0,5=(1-0,02)^{36}$). Cette valeur égale à 3 ans est moyennement élevée (*cf.* Mac Donald, 1995).

tableau 4 : les poids (période 79-93)

Δi	Δm	$\Delta \pi$	Δy	Δf	Δs
0,572	-0,001	0,001	-0,009	0,176	-0,019
(3,318)	(-0,866)	(1,938)	(-2,767)	(0,906)	(-1,862)

Les graphiques 1 de l'annexe 3 permettent également d'apprécier le degré de stabilité. Ils représentent la deuxième relation de co-intégration de deux manières. La première tient compte des dynamiques de court terme et du trend déterministe alors que la deuxième est corrigée. C'est cette deuxième série dont la stationnarité est testée et qui permet de déterminer le nombre de relations de co-intégration dans la procédure utilisée. La stationnarité n'apparaît acquise qu'à partir de 1986-1987, après l'épisode de hausse du dollar²⁰ ; nous allons donc reproduire la même analyse que ci-dessus avec une période débutant en 1986.

La sous période : 1986 – 1993

Deux relations de co-intégration (tableau 5).

tableau 5 : détermination du nombre r de relations de co-intégration (période 86-93)

H0 : r	Trace	Valeur critique
0	151,59	102,95
1	82,23	76,37
2	52,70	53,91
3	29,63	34,87
4	11,83	19,69
5	1,06	6,64

Les relations de co-intégration (tableau 6)

tableau 6 : les relations de co-intégration (période 86-93)

i	m	π	y	f	s
0,006	-0,029	1,000	-0,103	-0,005	-0,011
-0,030	0,818	15,054	-5,235	0,004	1,000

²⁰ Plusieurs auteurs ne font pas remonter leurs séries statistiques avant 1988, par exemple Brooks et alii (2001).

L'équation, en écriture standard, expliquant le taux de change :

$$s_t = 0,03 i_t - 0,818 m_t - 15,054 \pi_t + 5,235 y_t - 0,04 f_t + \text{constante}$$

Peu de différences avec l'ensemble de la période 1979 – 1993. Les signes sont les mêmes, sauf pour la production qui a désormais un impact positif sur le taux de change.

Le poids est nettement plus élevé ($\alpha = 16,1$) témoignant d'une plus grande stabilité. Cela signifie que depuis 1986 environ 16 % de l'écart est corrigé au cours du mois, soit 50 % résorbé en 4 mois environ ($0,5=(1-0,161)^4$). Le graphique 3 de l'annexe 3 confirme ce gain en stabilité.

tableau 7 : les poids (période 86-93)

Δi	Δm	$\Delta \pi$	Δy	Δf	Δs
-1,938	-0,004	-0,008	-0,024	-0,079	-0,161
(-3,208)	(-1,559)	(-2,755)	(-1,895)	(-0,215)	(-4,167)

La période récente : 1994 – 2002

Le test retenu est toujours celui de la trace, $H(r)$ contre $H(n)$. Nous maintenons un seuil de risque de 1 %. Le tableau 8 met en évidence la présence de 3 relations de co-intégration dans ce cas de figure.

tableau 8 : détermination du nombre r de relations de co-intégration (période 94-02)

$H_0 : r$	Trace	Valeur critique
0	134,02	102,95
1	89,05	76,37
2	57,33	53,91
3	32,83	34,87
4	12,24	19,69
5	0,48	6,64

Les relations de co-intégration sont ensuite déterminées selon la même méthodologie que précédemment. Comme nous recherchons seulement une relation concernant le taux de change, toutes les relations seront normées en affectant la valeur 1 au coefficient de cette dernière variable. Les résultats sont ceux du tableau 9.

tableau 9 : détermination de l'espace de co-intégration (période 94-02)

i	m	π	y	f	s
0,046	-1,162	-6,107	2,874	-0,096	1,000
-0,080	0,144	12,216	2,077	-0,043	1,000
-0,175	-4,061	39,364	8,299	-0,054	1,000

La deuxième relation de co-intégration, comme pour la période précédente, peut s'interpréter comme celle qui concerne le taux de change (à moyen terme). On peut l'écrire de manière plus standard :

$$s_t = 0,080 i_t - 0,144 m_t - 12,216 \pi_t - 2,077 y_t + 0,054 f_t + \text{constante}$$

L'effet du taux d'intérêt domestique est peu différent de ce qu'il était auparavant ; en revanche, l'influence du taux d'intérêt extérieur (FFR) est exactement inversée. On peut y voir, conformément aux analyses récentes du FMI – Brooks *et alii* (2001), Meredith (2001) – ou autres – Chinn et Alquist (2000), Borowski et Couharde (2002) – une accentuation de la financiarisation du marché des changes et donc de l'influence des flux de capitaux. Dans le cas des Etats-Unis, la baisse des taux d'intérêt améliore la rentabilité des marchés boursiers et attire ainsi les capitaux européens. Le mouvement est même renforcé par les anticipations de hausse du taux de change en faveur du dollar, conformément à la théorie de la parité des taux d'intérêt²¹. Ce phénomène ne jouerait pas dans le cas européen. Remarquons que le résultat que nous obtenons permet d'expliquer pourquoi le différentiel d'intérêt n'a plus aucun pouvoir explicatif (Tempereau, Teïletche, 2002) : les signes des coefficients sont opposés et leur valeur n'a aucune raison d'être identique. Il faut donc les introduire séparément afin de repérer correctement l'influence actuelle des mouvements de capitaux.

²¹ Dans l'hypothèse de la présence d'une relation de Taylor, un taux d'intérêt faible signifie également une activité économique en croissance potentielle et une faible inflation. Autant de facteurs attractifs.

Le tableau 10 est une identification possible de l'espace de co-intégration²². Nos résultats peuvent être rapprochés de ceux de Chinn et Alquist (2000) obtenus pour la période 1991-2000. Ils sont plus satisfaisants pour le taux d'intérêt domestique et identiques pour le taux américain.

tableau 10 : les relations de co-intégration (période 94-02)

i	m	π	y	f	s
0,015	-0,404	-2,125	1,000	-0,033	0,348
-0,080	0,144	12,216	2,077	-0,043	1,000
-0,004	-0,103	1,000	0,211	-0,001	0,025

Le calcul des poids (tableau 11) met en évidence une vitesse de convergence plus importante par rapport à la totalité de la période précédente, mais identique par rapport à la sous période 1986-1993, puisqu'elle est de l'ordre de 16 %. Cela signifie, rappelons le, que 50 % de l'écart à la tendance de moyen terme est résorbé en 4 mois environ. L'analyse visuelle des graphiques 2 de l'annexe 3 confirme ce résultat.

tableau 11 : les poids (période 94-02)

Δi	Δm	$\Delta \pi$	Δy	Δf	Δs
0,895	-0,004	-0,013	-0,017	0,718	-0,162
(2,047)	(-0,941)	(-2,807)	(-0,812)	(1,892)	(-2,724)

On notera cependant un changement entre 1995 et 1996 (*cf.* graphique 2, annexe 3), indiquant que cette date est peut-être aussi une rupture possible. En revanche, 1999 ne semble pas présenter de modification notable, ce qui confirme notre idée de rupture antérieure dans le processus de mise en place de l'UEM. De la même manière que pour la première période nous avons cherché à optimiser le résultat, mais la longueur insuffisante de la série statistique ne permet pas d'obtenir des résultats économétriquement satisfaisants²³.

²² D'autres calculs sont également possibles.

²³ Les résultats présentés tiennent compte des derniers chiffres disponibles et sont donc plus fiables que ceux des précédentes versions.

En conclusion, il apparaît que la mise en place de l'UEM n'a pas modifié la stabilité, selon notre définition, du taux de change euro contre dollar. Le gain en stabilité est obtenu auparavant, grâce à l'influence renforcée des fondamentaux, dès 1986. Il faut néanmoins rester prudent dans l'interprétation de ces résultats. D'une part, les relations obtenues sont incomplètes, dans la mesure où un petit nombre de variables ayant été retenu, cela a conduit à en écarter certaines qui auraient pu intervenir. D'autre part, nous n'avons obtenu qu'un équilibre temporaire de moyen terme, différent d'un équilibre permanent de long terme (comme, par exemple, la PPA) par rapport auquel un effet de retour a plus de signification. Nous ne mesurons ici que la force d'attraction vers une cible mobile. Enfin, le choix des dates n'est pas sans influence.

III – LA RESISTANCE AUX CHOCS

L'effet des différents chocs économiques sera analysé grâce à la méthode la plus souvent utilisée aujourd'hui, celle des graphiques d'impulsion dans un VAR structurel.

1. Le modèle VAR structurel

On suppose que l'économie est bien décrite par une équation sous forme structurelle suivante :

$$A(L)x_t = Be_t$$

où $A(L)$ est une matrice polynomiale dans l'opérateur de retard L , B est une matrice diagonale, x_t est le même vecteur de données que précédemment de dimension (6×1) , e_t est un vecteur de chocs structurels de dimension n également, avec la matrice diagonale $\text{var}(e_t) = \Lambda$. En remplaçant $B^{-1}A(L)$ par $G(L)$ dans l'équation précédente, on peut écrire :

$$G(L)x_t = e_t$$

On peut seulement estimer l'équation sous la forme réduite suivante :

$$x_t = C(L)x_t + u_t$$

où $C(L)$ est une matrice polynomiale dans l'opérateur de retard L et u_t les résidus, avec $\text{var}(u_t) = \Sigma$.

Si l'on note G_0 la matrice des coefficients contemporains et $G_0(L)$ la matrice des coefficients non contemporains, on peut considérer que :

$$G(L) = G_0 + G_0(L)$$

Alors, les paramètres de la forme structurelle et ceux de la forme réduite sont reliés de la manière suivante :

$$C(L) = -Go^{-1}Go(L)$$

D'où, la relation entre les chocs structurels et les résidus de la forme réduite :

$$e_t = Go u_t$$

que l'on peut également écrire :

$$Be_t = Ao u_t$$

Avec :

$$Go = B^{-1}Ao$$

Ce qui implique :

$$\Sigma = Go^{-1}\Lambda Go^{-1}$$

L'estimation des matrices Λ et Go est réalisée à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance, sous réserve d'identification, avec un nombre suffisant de restrictions²⁴. Plusieurs moyens existent pour déterminer les paramètres de la forme structurelle à partir des paramètres estimés de la forme réduite. Le principe consiste à imposer des contraintes d'identification, soit à long terme, soit de manière instantanée. Dans le cadre de cet article, nous n'imposerons que des restrictions sur la matrice des coefficients contemporains dans la forme structurelle. Deux méthodes permettent d'implanter ces contraintes : la décomposition de Cholesky (VAR semi-structurel) utilisée à l'origine par Sims (1980) et la technique du VAR structurel proposée par Sims (1986) et Bernanke (1986). La plus grande généralité de cette dernière méthode nous a conduit à la privilégier.

2. Les résultats

Nous distinguons les deux mêmes périodes que précédemment.

La période du SME : 1979 – 1993

A – L'identification des chocs

L'identification des chocs est effectuée en s'inspirant des travaux antérieurs de Sims et Zha(1995), Kim et Roubini (2000), Kim (2001), en les modifiant substantiellement cependant. L'équation ci-dessous précise le schéma d'identification fondé sur l'équation, $Be_t = Ao u_t$.

²⁴ Il y a $nx(n+1)/2$ paramètres à estimer. Dans la mesure où Λ contient ce nombre de paramètres, il faut introduire au moins $nx(n+1)/2$ restrictions. En normalisant à 1 les n éléments de la diagonale de Go , il reste à introduire au moins $nx(n-1)/2$ restrictions.

$$\begin{bmatrix} 100000 \\ 010000 \\ 001000 \\ 000100 \\ 000010 \\ 000001 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{MS} \\ e_{MD} \\ e_P \\ e_D \\ e_f \\ e_S \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & a_{15} & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_i \\ u_m \\ u_p \\ u_y \\ u_f \\ u_s \end{bmatrix}$$

Les chocs structurels, représentés par e_{MS} , e_{MD} , e_P , e_D , e_f , e_S , sont respectivement les chocs d'offre de monnaie, de demande de monnaie, de prix, de demande, extérieur, de change ; et u_i , u_m , u_p , u_y , u_f , u_s sont les résidus des équations de la forme réduite.

La première ligne de la matrice A_0 est une fonction de réaction immédiate (dans le mois) de la banque centrale. Nous considérons que son absence effective au niveau de l'UEM et la faible coordination entre les banques centrales nationales dans cette première période conduisent à ne retenir aucune influence immédiate sauf celle, inévitable, du taux des fonds fédéraux américains. La deuxième ligne est une fonction de demande de monnaie classique. La troisième ligne revient à considérer le niveau des prix comme répondant avec retard aux différentes variables et comme étant en partie exogène (influence du prix du pétrole). On peut aussi l'identifier comme un choc d'offre (négatif). La quatrième ligne montre que nous considérons que nous sommes en présence d'un choc de demande (positif) plutôt que d'un choc d'offre. Contrairement à Kim et Roubini (2000), il nous semble impossible de définir un choc d'offre uniquement par des contraintes à court terme. La demande est ici fonction des encaisses réelles. La cinquième ligne traduit l'exogénéité du choc extérieur. Enfin la dernière ligne représente l'équilibre du marché des changes où toutes les variables interviennent immédiatement (hypothèse d'efficacité du marché).

Le tableau 12 contient les différents coefficients des matrices A_0 et B et leurs statistiques respectives. La plupart des coefficients ont le signe attendu. Afin de tester la pertinence globale des restrictions de sur-identification, nous avons calculé un ratio de vraisemblance²⁵ qui est un X^2 à 4 degré de liberté dont la valeur égale à 4,01 indique un risque de 40,5 % de rejeter à tort l'hypothèse d'identification. Elle est donc ainsi validée.

²⁵ Voir Mosconi (1998)

tableau 12 : les coefficients des matrices *Ao* et *B*

PARAMETER	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-VALUE	SIGN. LEVEL
A (1, 5)	-0.027	0.0690	-0.39	0.6943
A (2, 1)	-0.002	0.0012	-1.67	0.0963
A (2, 3)	0.663	0.6043	1.10	0.2747
A (2, 4)	-0.434	0.2688	-1.61	0.1089
A (4, 2)	10.147	11.3719	0.89	0.3737
A (4, 3)	-4.385	3.0649	-1.43	0.1546
A (6, 1)	-0.002	0.0049	-0.39	0.6960
A (6, 2)	-0.189	1.0946	-0.17	0.8633
A (6, 3)	1.590	1.9339	0.82	0.4122
A (6, 4)	-0.044	0.2742	-0.16	0.8714
A (6, 5)	0.010	0.0042	2.27	0.0247
B (1, 1)	0.407	0.0226	18.00	0.0000
B (2, 2)	0.003	0.0017	1.97	0.0510
B (3, 3)	0.001	0.0001	18.00	0.0000
B (4, 4)	0.021	0.0196	1.09	0.2762
B (5, 5)	0.464	0.0258	18.00	0.0000
B (6, 6)	0.025	0.0014	18.00	0.0000

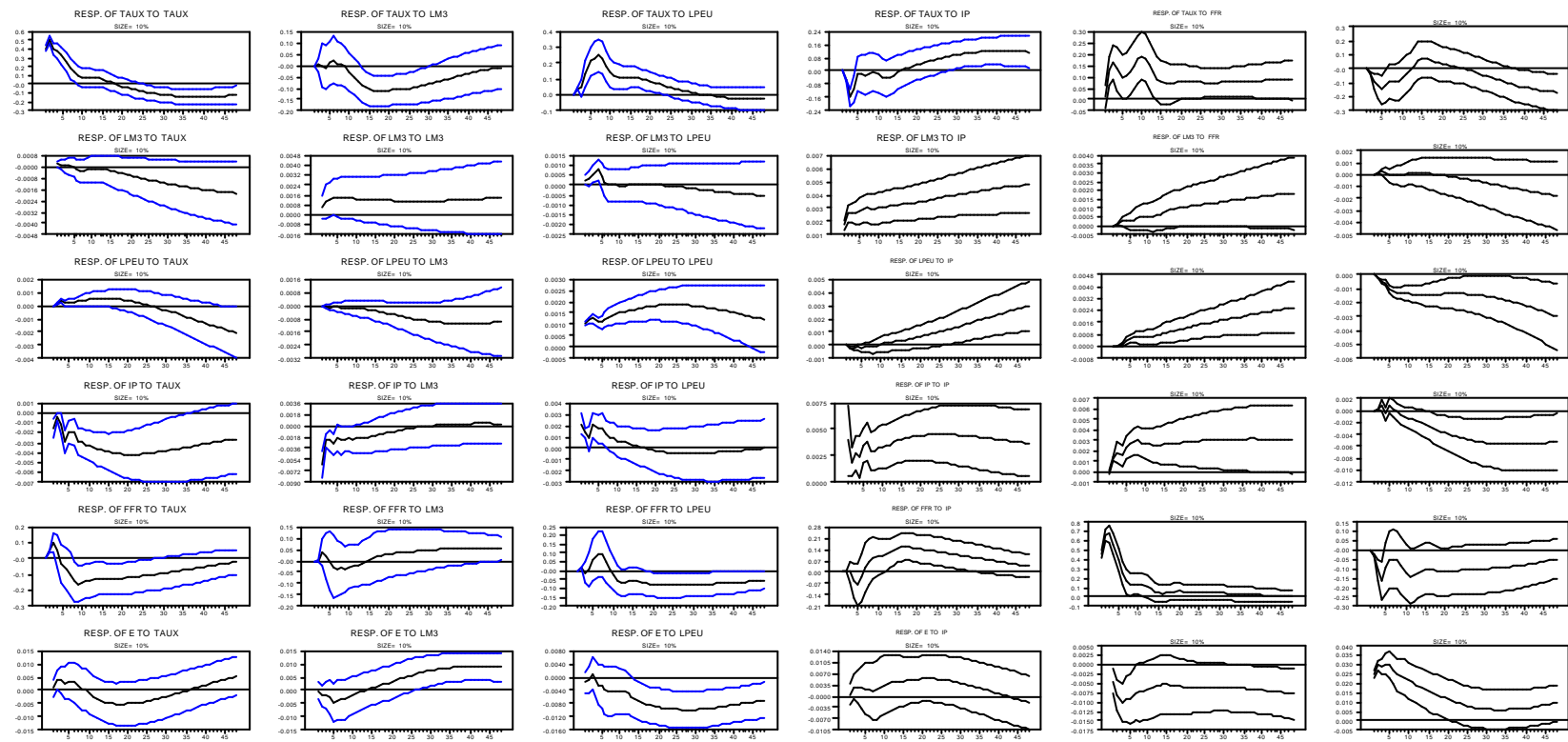
B – Les effets des chocs

Les chocs structurels étant identifiés, le modèle VAR est transformé en un modèle VMA (*Moving Average*) qui permet de calculer et de présenter graphiquement la dynamique des différentes variables endogènes à la suite d'un choc structurel d'une ampleur équivalente à un écart-type (tous les chocs sont *a priori* positifs). Le tableau de la page suivante présente les résultats avec un intervalle de confiance égal à 10 %. Chaque ligne correspond aux effets sur une variable et chaque colonne aux effets d'un même choc sur les différentes variables. La dernière ligne nous intéresse plus particulièrement puisqu'elle concerne le taux de change.

Le choc de politique monétaire (hausse temporaire non anticipée du taux d'intérêt domestique) se traduit par une légère amélioration, en quelques mois, du taux de change, conformément à l'effet attendu, suite aux entrées de capitaux attirés par les taux plus élevés. L'effet n'est cependant pas durable puisqu'il s'inverse même pendant environ deux ans, conformément à la théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt (anticipation de baisse de la valeur de la monnaie domestique). Peersman et Smets (2001) obtiennent un effet identique sur la totalité de la période 80-98. Symétriquement, le choc extérieur, simulé à l'aide du taux des fonds fédéraux, a un effet nettement négatif, significatif et durable – il s'atténue cependant après un délai d'environ un an, toujours conformément à la théorie de la PNCTI -, ce qui, là encore, est en accord avec les résultats de Peersman et Smets (2001). L'influence est incontestable, mettant en évidence une dépendance forte du taux de change euro contre dollar vis-à-vis de la politique monétaire des Etats-Unis.

La réponse au choc monétaire est d'abord négative (non significative), conformément à l'effet attendu, mais elle devient ensuite paradoxalement positive, traduisant sans doute une mauvaise spécification de ce choc (la colonne montre des effets contraires aux attentes sur les prix et l'activité). L'effet du choc de prix (positif) ou d'offre (négatif) est tout à fait conforme à la théorie : baisse rapide et durable du taux de change. Le choc de demande, simulé par une hausse de l'activité industrielle, se traduit par une amélioration (non significative) du taux de change pendant environ 3 ans.

On notera, enfin et surtout, que le choc de change a un effet nettement plus important que les autres, même si celui-ci s'estompe ou devient faible après 2 ans. Cela signifie que ce type de choc n'a qu'une influence réduite au-delà. Rappelons que ce choc est déterminé en supposant une influence de toutes les variables du modèle ; il s'agit donc d'un pur choc de taux de change, de type «news» ou mouvement spéculatif, complètement déconnecté de la valeur fondamentale. Ce type de facteur explicatif, spécifique au marché des changes, a donc une influence considérable au cours de la période 1979-1993. L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, comme le préconise Sims (1980), permet de le préciser (voir graphique 1, annexe 4).



La période récente : 1994 – 2001

A – L’identification des chocs

Nous avons, tout d’abord, testé le même schéma d’identification que celui de la première période. Il s’est avéré très peu satisfaisant : test du X2 inférieur à 5 % et mauvais signes fréquents des paramètres de la matrice Ao. Aucune autre spécification n’ayant permis d’obtenir un résultat au test du X2 supérieur à 5 %, nous renonçons donc à sur-identifier le modèle. Le modèle juste identifié sera déterminé grâce à la factorisation de Cholesky qui permet une orthogonalisation parfaite des résidus. On peut l’interpréter comme un cas particulier de la procédure Sims-Bernanke précédemment utilisée, où la matrice Ao est triangulaire inférieure. Il y a ainsi implicitement une causalité récursive entre les variables, d’où l’importance de l’ordre d’introduction de celles-ci. Nous retiendrons le suivant²⁶ : f, m, p, y, i, s. Cela signifie que le taux des fonds fédéraux n’est influencé par aucune des autres variables, que la quantité de monnaie est quasi-exogène, que le niveau des prix est déterminé à la fois par un choc externe et par la quantité de monnaie, que la demande est fonction des encaisses réelles, que le taux d’intérêt est influencé par toutes les variables sauf le taux de change, et que ce dernier dépend également de toutes les variables. Mathématiquement , l’écriture est la suivante :

$$\begin{bmatrix} 100000 \\ 010000 \\ 001000 \\ 000100 \\ 000010 \\ 000001 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_F \\ e_{MS} \\ e_P \\ e_D \\ e_{MP} \\ e_S \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_f \\ u_m \\ u_p \\ u_y \\ u_i \\ u_s \end{bmatrix}$$

²⁶ Cet ordre est ,en partie, différent de celui retenu par Sims (1980), Christiano et alii (1998) ou Peersman et Smets (2001), à savoir : y, p, m, s, i. La différence essentielle provient de la difficulté d’identification du choc d’offre. Nous avons testé cet ordre et obtenu des résultats très proches (disponibles auprès de l’auteur).

Le tableau 13 contient les coefficients des matrices A₀ et B, ainsi que leurs statistiques.

tableau 13 : les coefficients des matrices A₀ et B

PARAMETER	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-VALUE	SIGN. LEVEL
A (2, 1)	0.001	0.0014	0.97	0.3357
A (3, 1)	0.002	0.0009	2.73	0.0082
A (3, 2)	0.111	0.0685	1.61	0.1114
A (4, 1)	-0.008	0.0072	-1.17	0.2469
A (4, 2)	-1.567	0.5268	-2.98	0.0041
A (4, 3)	0.691	0.8074	0.86	0.3949
A (5, 1)	-0.478	0.1337	-3.57	0.0007
A (5, 2)	-17.166	10.1406	-1.69	0.0951
A (5, 3)	-16.861	14.8759	-1.13	0.2611
A (5, 4)	-0.282	1.9559	-0.14	0.8860
A (6, 1)	0.034	0.0197	1.74	0.0860
A (6, 2)	2.913	1.4196	2.05	0.0441
A (6, 3)	2.269	2.0644	1.10	0.2756
A (6, 4)	0.717	0.2695	2.66	0.0098
A (6, 5)	0.005	0.0147	0.31	0.7581
B (1, 1)	0.089	0.0067	13.27	0.0000
B (2, 2)	0.001	0.0001	13.27	0.0000
B (3, 3)	0.001	0.0001	13.27	0.0000
B (4, 4)	0.006	0.0004	13.27	0.0000
B (5, 5)	0.106	0.0080	13.27	0.0000
B (6, 6)	0.015	0.0011	13.27	0.0000

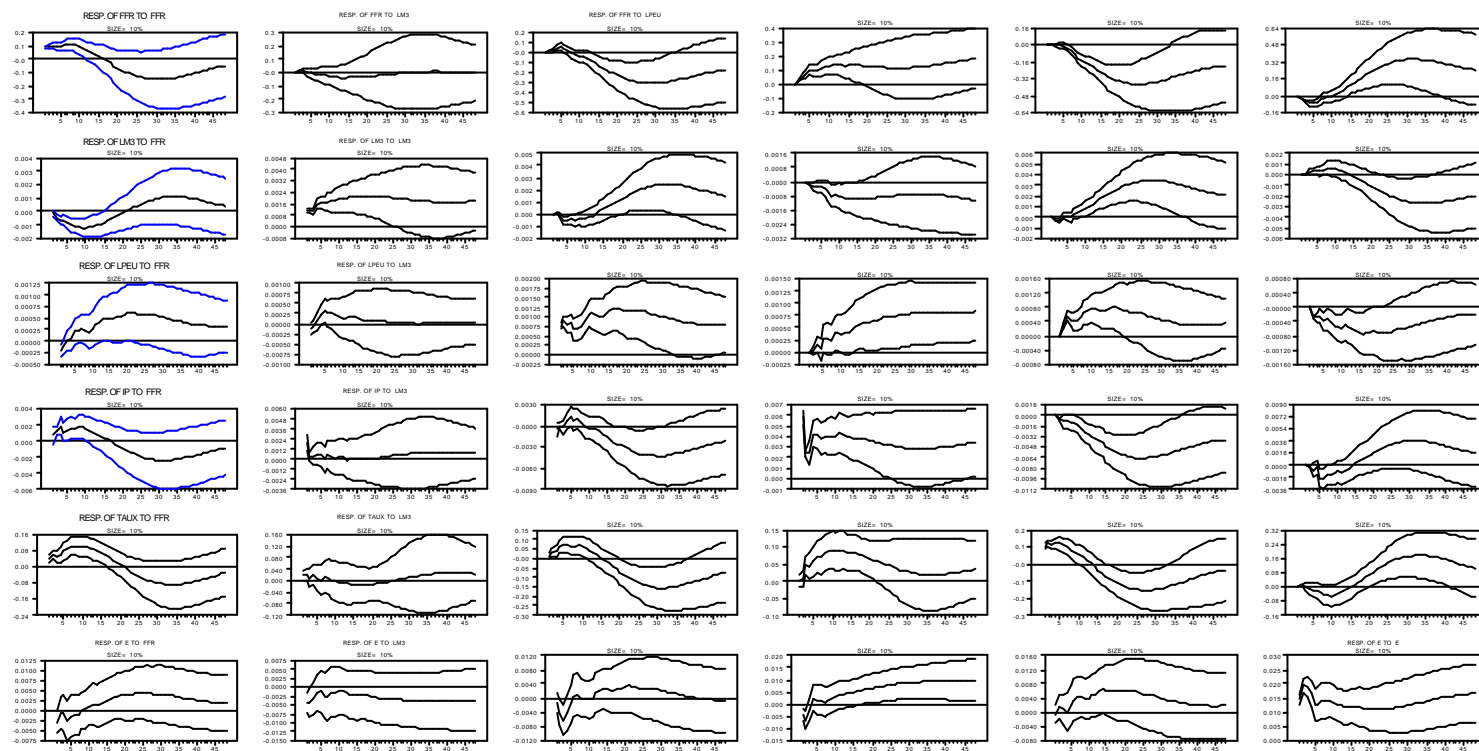
Les coefficients ont généralement le signe attendu.

B – L'effet des chocs

Le choc de taux d'intérêt ou de politique monétaire a un effet positif faible et peu significatif, mais conforme à l'analyse traditionnelle des mouvements de capitaux courts. On notera que la sensibilité vis-à-vis de ce type de choc a augmenté par rapport à la période précédente. Cet effet est différent de celui consécutif au choc extérieur (hausse du taux d'intérêt sur fonds fédéraux) qui est négatif, mais de manière très faible et d'une durée très courte, puis positif, mais de manière non significative. On peut donc en conclure que dans cette deuxième période, celle de la mise en place de l'UEM, le taux de change euro contre dollar est devenu presque insensible à la politique monétaire américaine, mais on ne peut pas exclure, qu'à l'avenir, l'effet positif, déjà repéré dans la relation de co-intégration, se renforce.

Le choc monétaire a un effet négatif durable, mais faible (quasi insensibilité), conforme à la théorie économique. L'effet paradoxal de la première période a disparu. Le choc de prix (positif) ou d'offre (négatif) a un effet négatif immédiat qui disparaît très vite mettant en évidence, à nouveau, une insensibilité accrue. Le choc de demande se traduit par une

détérioration immédiate du taux de change certainement due aux importations, puis par un effet à plus long terme positif. La hausse de la production est interprétée comme un signal positif par les marchés financiers, ce qui attire des capitaux extérieurs et améliore ainsi le taux de change. Enfin, le choc de change a un effet extrêmement important et durable. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision (graphique 2, annexe 4) montre qu'il représente de 90 à 80 % de celle-ci, selon l'horizon retenu. Cela traduit, dans cette deuxième période, une influence encore plus considérable des chocs spéculatifs. Les chocs sur fondamentaux (et non les fondamentaux eux-mêmes) ont désormais une influence réduite. Les résultats que nous obtenons ici sont proches de ceux de Peersman et Smets (2001) lorsqu'ils retiennent une procédure d'identification impliquant des restrictions à court et long terme à la fois selon Gali (1992).



Conclusion

La mise en oeuvre de l'UEM, considérée comme débutant effectivement en 1994, se traduit seulement par un maintien de la stabilité du taux de change euro contre dollar. Celle-ci est acquise auparavant, dès 1986, mettant ainsi en évidence le rôle de force de rappel exercé par les fondamentaux. Cependant, ce taux de change apparaît moins sensible, en particulier par rapport aux chocs sur fondamentaux, mais plus sensible par rapport aux chocs spéculatifs ou aux signaux provenant des marchés financiers. Cela signifie que le marché des changes de l'euro fonctionne comme un véritable marché. Mais est-ce seulement l'effet de la mise en place de l'UEM ou bien le résultat d'une financiarisation accrue de ce marché ? Nous penchons plutôt pour la deuxième solution.

Nous démontrons ainsi, également, que l'on peut analyser le taux de change avant 1999 sans encourir la critique de Lucas. On peut remonter sans difficulté jusqu'en 1994.

Références

Amisano G., Giannini C. [1997], *Topics in Structural VAR Econometrics*, second edition, Springer Verlag, New York.

Artus P. [1997a], «The degree of openness of the economy and the weight of the external objective of the central bank », *Document de travail de la CDC*, n° 1997-07/EI, juin.

Artus P. [1997b], «Will European monetary unification force the Fed to change its monetary policy objectives ?», *Document de travail de la CDC*, n° 1997-08/EI, juin.

Artus P. [2000a], «L'euro est-il trop faible ? », *CDC Marchés*, Flash n° 2000/31, 11 février.

Artus P. [2000b], «L'euro, seconde monnaie de réserve internationale et le dollar, seule monnaie de transaction », *Document de travail de la CDC*, n° 2000-39/EI, mai.

Artus P. [2002], «Une ou deux monnaies de réserve internationales : causes et effets », *Document de travail de la CDC*, n° 2001-52/EI, janvier.

Benassy-Quere A., Mojon B., Pisani-Ferry J. [1997], "The euro and exchange rate stability" *in* Masson et alii : *EMU and the international monetary system*, FMI, p. 157-193.

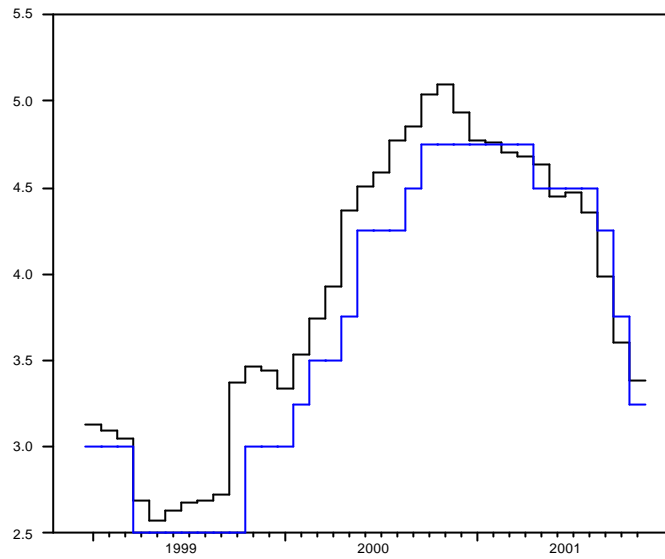
Benassy-Quere A., Mojon B. [1998], "L'euro et la stabilité des taux de change : une analyse théorique », *Revue Economique*, mai.

Benassy-Quere A., Mojon B. [1998], "L'UEM et la stabilité du taux de change transatlantique", communication aux XV èmes journées internationales d'économie monétaire et bancaire, Toulouse, 4 et 5 juin.

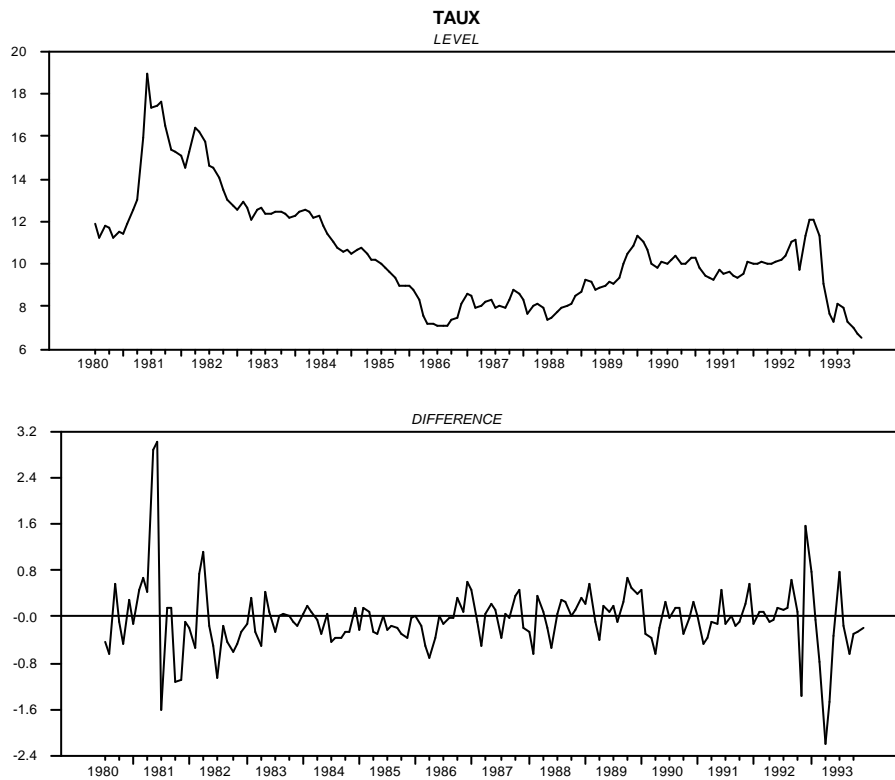
- Benassy-Quere A., Mojon B., Schor A.D. [1998], „The international role of the euro“, document de travail, n° 98-03, CEPII.
- Benassy-Quere A. [2000], Les surprises de l'euro“, *La lettre du CEPII*, n° 193, septembre.
- Bernanke B. [1986], « Alternative explanations of the money-income correlation » *in* :
- Borowski D., Couharde C. [2002], “The depreciation of the euro : an explanation in terms of capital flows”, International conference : Towards a regional currency area, Santiago de Chile, 26-27 mars 2002.
- Brunner K., Meltzer A.H. (Eds), *Real Business Cycle, Real Exchange Rates, and Actual Policies*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 25, p. 49-99.
- Brooks R., Edison H., Kumar M., Slok T. [2001], “Exchange rates and capital flows”, *IMF Working Paper*, WP/01/190, IMF
- Chinn M.D. et Alquist R. [2000], «Tracking the Euro's progress », *International Finance*, 3 :3, p. 357-373.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans C. [1998], “Monetary policy shocks : what have we learned and to what end ?“, *NBER Working Paper*, n° 6400.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. [1998], “Monetary policy rules in practice. Some international evidence”, *European Economic Review*, vol. 42, n° 6, p. 1033-1067.
- Cleeton D.L. [1998], *Economics and Monetary Union*, www.oberlin.edu/~dcleeton/emu.htm, 1998.
- CNCT [1999], *Rapport annuel 1999*, Conseil national du crédit et du titre.
- Creel J., Sterdyniak H. [1998], « A propos de la volatilité de l'euro », communication aux XV èmes journées internationales d'économie monétaire et bancaire, Toulouse, 4 et 5 juin.
- Cohen D. [1997], «How will the euro behave ? » *in* Masson et alii : *EMU and the international monetary system*, FMI, p. .
- De Grauwe P. [2000], “Exchange rates in search of fundamentals : the case of the euro-dollar rate”, *International Finance*, 3:3, p. 329-356.
- Duval R. [2001], «Estimation du taux de change réel d'équilibre de long terme euro/dollar par une approche dynamique », *Revue Economique*.
- Engle R.F., Granger C.W. [1987], “Co-integration and error correction : representation, estimation and testing”, *Econometrica*, 55, p. 251-276.
- Fratiani M., Von Hagen J. [1990], „German dominance in the EMS : the empirical evidence“, *Open Economic Review*, 1, p. 67-87.
- Gali J. [1992], «How well does the IS-LM model fit postwar US data ? » *Quarterly Journal of Economics*, may, p. 709-738.

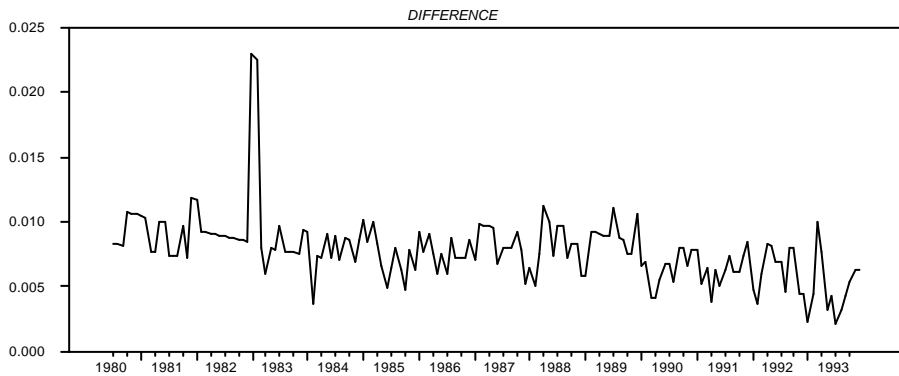
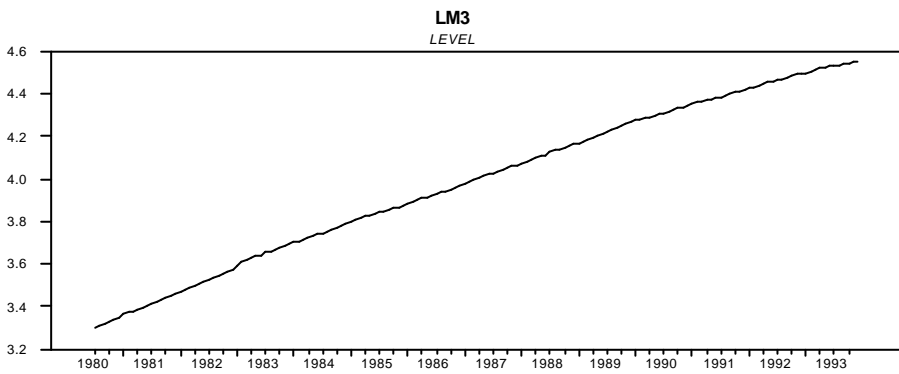
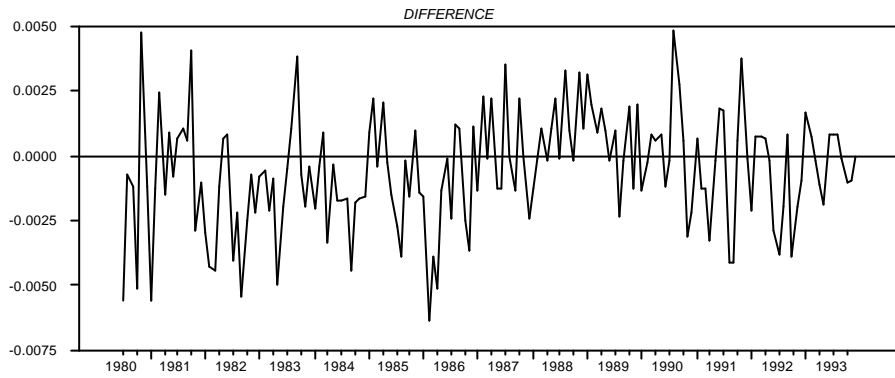
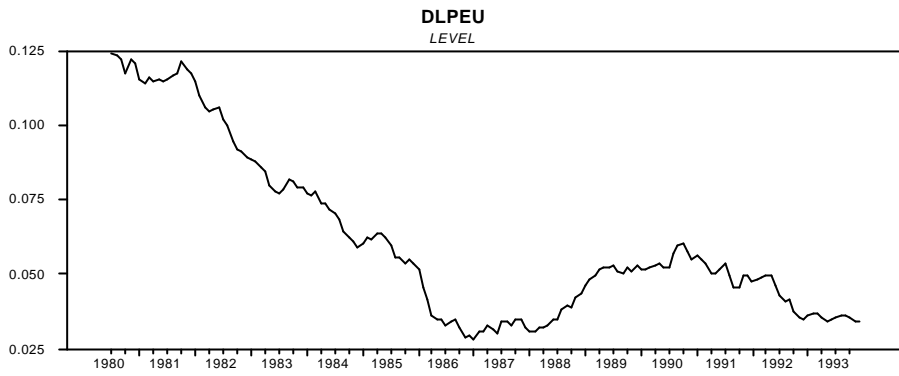
- Garcia S., Verdelhan A. [2001], “Le policy-mix de la zone euro : une évaluation de l’impact des chocs monétaires et budgétaires”, *Economie et Prévision*, n° 148(2), p. 23-40.
- Goux J.F. [2001], “Le taux de change euro contre dollar : un essai d’analyse sur données reconstruites”, Workshop « Identité monétaire européenne et pacification des relations monétaires internationales », GATE – CNRS et Université Lyon 2, 29 mars.
- Goux J.F. [2002], “The effects of the EMU progress on stability and sensitivity to shocks of the euro-dollar exchange rate”, International conference : Towards Regional Currency Area, Santiago (Chili), 26-27 mars.
- Hansen H., Juselius K. [1995], *Cats in Rats. Cointegration analysis of time series*, Estima.
- Johansen S. [1988], « Statistical analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254.
- Johansen S. [1991], “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica*, 59, p. 1551-1580.
- Johansen S. [1995], *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, Oxford, Oxford University Press.
- Johansen S., Mosconi R., Nielsen [2001], “Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend”, *Econometrics Journal*, vol. 3, p. 216-249.
- Johansen S., Juselius K. [1990], “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210.
- Johansen S., Juselius K. [1992], “Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK”, *Journal of Econometrics*, 53, p. 211-244.
- Johansen S., Juselius K. [1994], “Identification of the long run and the short run structure : an application to the ISLM model”, *Journal of Econometrics*, 63, p. 7-36.
- Juselius K. [1995], “Do purchasing power parity and uncovered interest rate hold in the long run ? An exemple of likelihood inference in a multivariate time-series model”, *Journal of Econometrics*, 69, p. 211-240.
- Kim S. [2001], “International transmission of the US monetary policy shocks : evidence from VAR’s”, *Journal of Monetary Economics*, 48, p. 339-372.
- Kim S., Roubini N. [2000], «Exchange rate anomalies in the industrial countries : a solution with a structural VAR approach», *Journal of Monetary Economics*, 45(3), p. 561-586.
- Koen V., Boone L., de Serres A., Fuchs N. [2001], «Tracking the euro », *Oecd working papers*, ECO/WKP(2001)24.

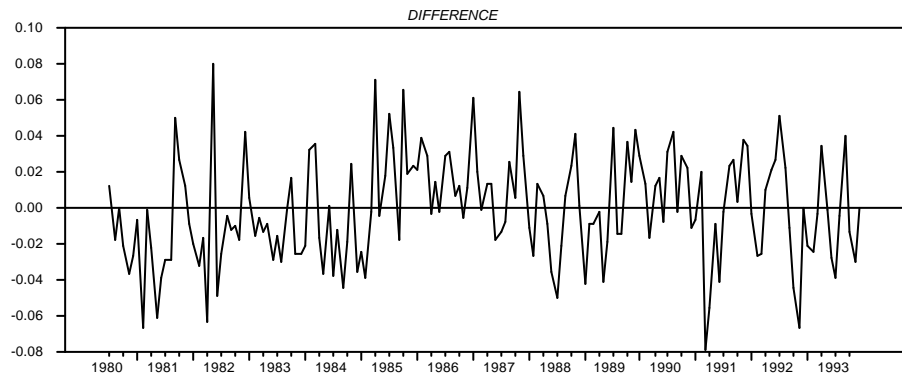
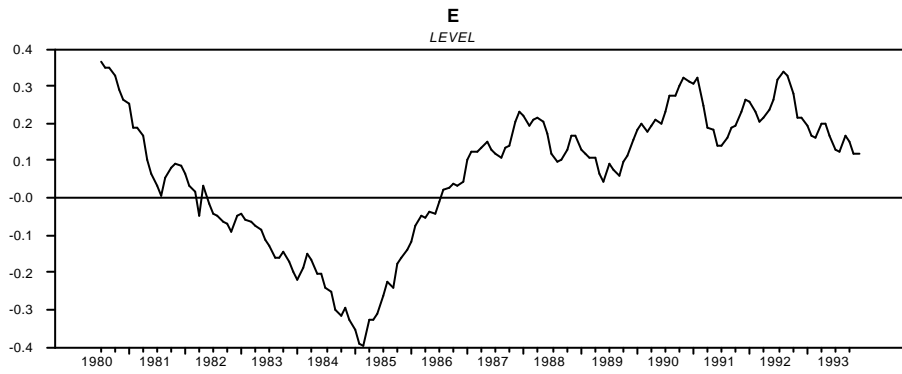
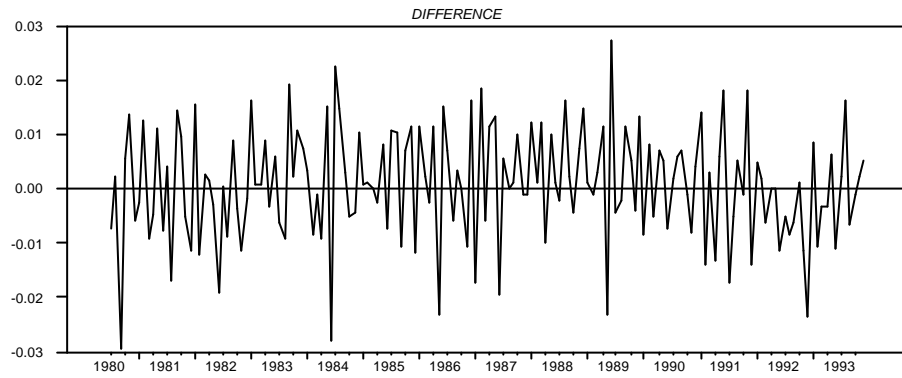
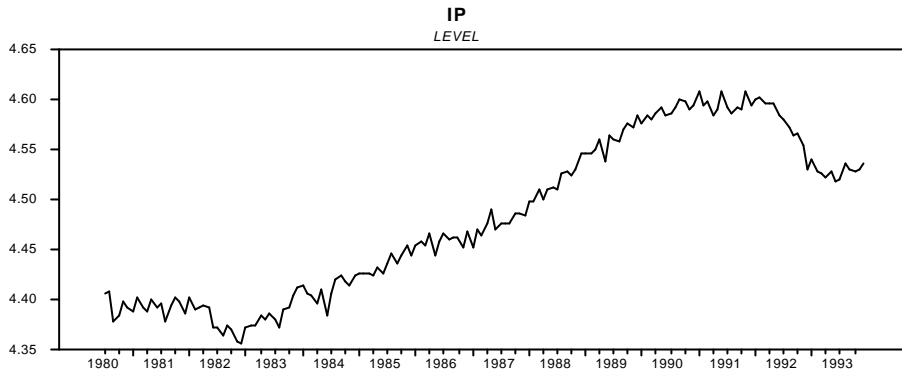
- Mosconi R. [1998], *Malcolm : The theory and practice of cointegration analysis in RATS, GRETA*, Venise.
- Mac Donald R. [1995], "Long-run exchange rate modelling : a survey of the recent evidence", *IMF Staff Papers*, vol. 42, n° 3, September, p. 437-489.
- Martin P. [1997], "The exchange rate policy of the euro : a matter of size ?", *Document de travail du CEPII*, n° 97-06, avril.
- Meredith G. [2001], "Why has the euro been so weak ?", *IMF Working Paper*, WP/01/155, IMF.
- Peersman G., Smets F. [2001], "The monetary transmission mechanism in the euro area : more evidence from VAR analysis", *Working paper series*, ECB, n° 91, December.
- Sims C. [1980], « Macroeconomics and reality », *Econometrica*, 48(1), p. 1-48.
- Sims C. [1986], « Are forecasting models usable for policy analysis ? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10, winter.
- Sims C., Zha T. [1995], "Does monetary policy generate recessions ?", *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper*, 98-12.
- Sinn H.W., Westermann F. [2001], "Why has the euro been falling ? An investigation into the determinants of the exchange rate", *NBER Working Paper*, 8352, July.
- Tempereau Y., Teïletche J. [2002], "La valeur externe de l'euro : un bilan après trois années d'expérience", documents de travail, CDC, n° 2002-56/EI.
- Teïletche J. [2000], « La parité euro/dollar durant les décennies 80 et 90 : peut-on trouver une spécification raisonnable et à quel horizon ? », Direction de la prévision, miméo.
- Teïletche J. [2001], « Le taux de change euro/dollar : une perspective de long terme », Document de travail de la CDC, n° 2001-20/FI, décembre.

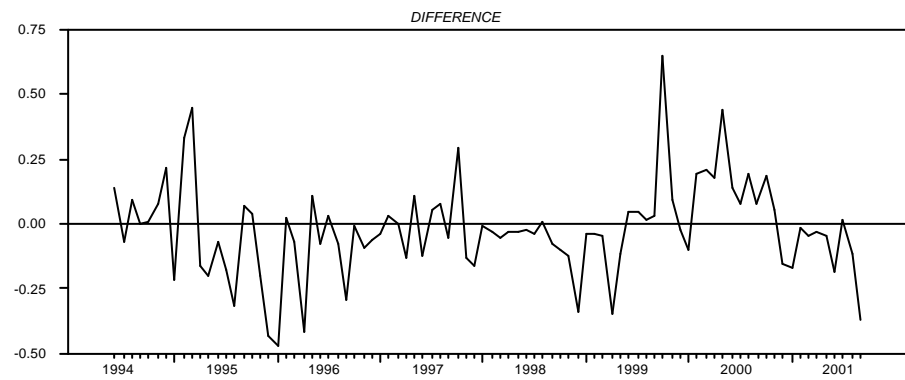
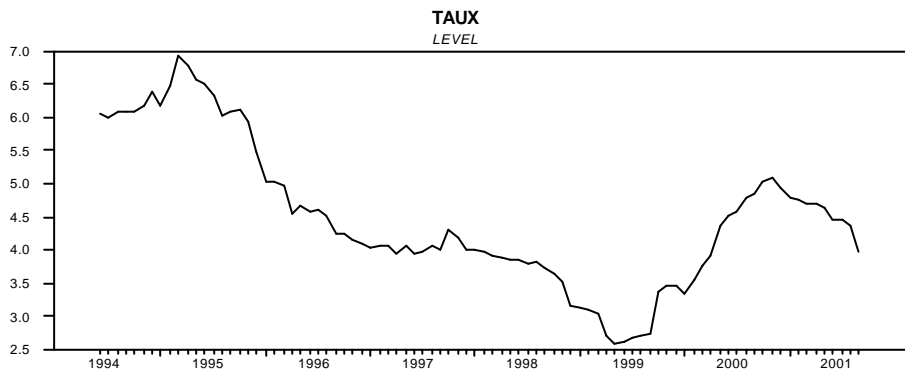
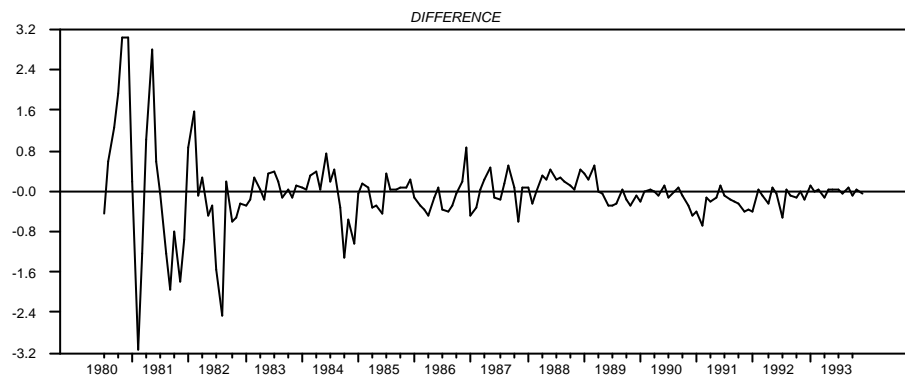
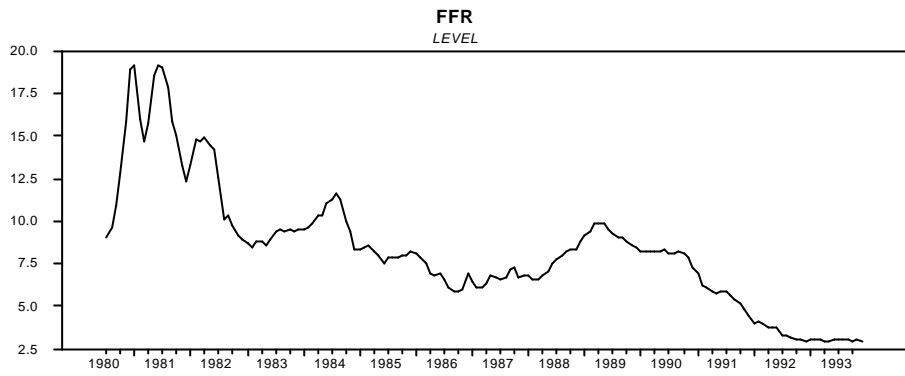
Annexe 1 : les graphiques**graphique 1 : euribor 3 mois et taux repo (zone euro)**

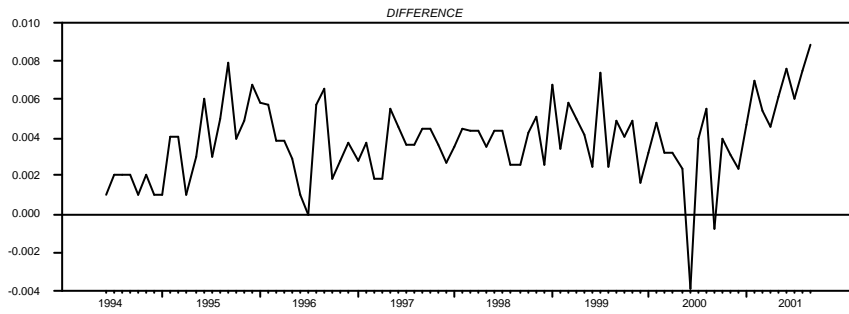
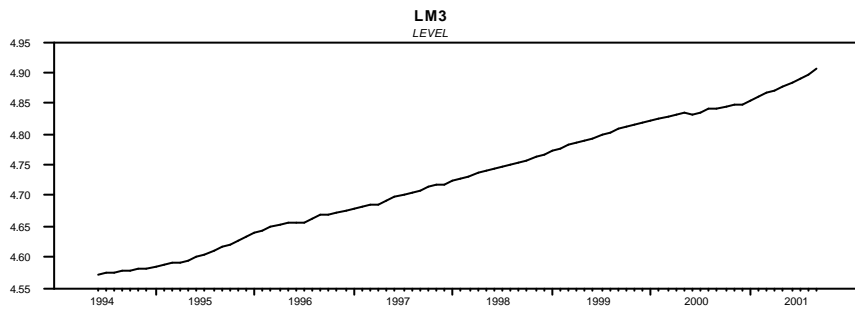
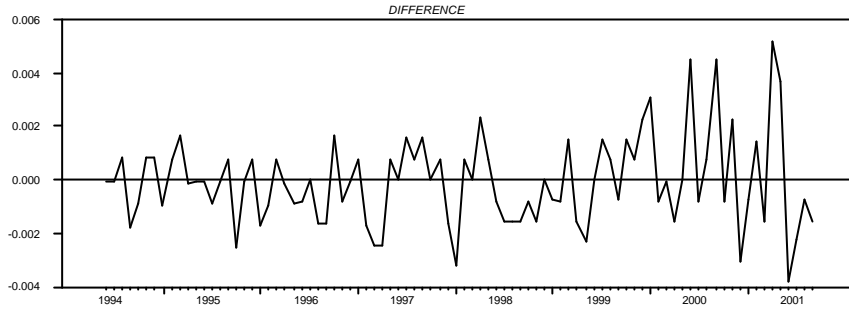
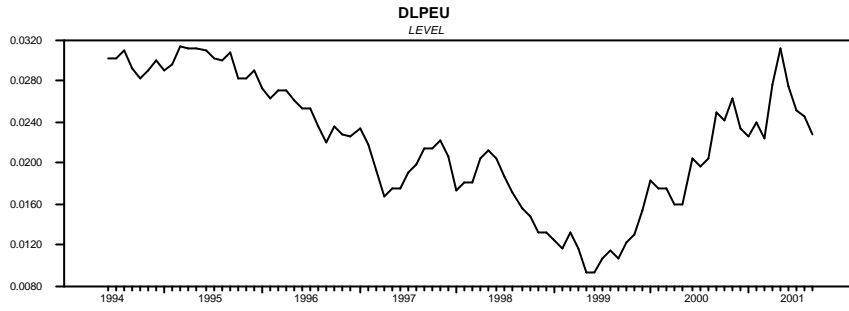
sup. : euribor ; inf. : taux repo

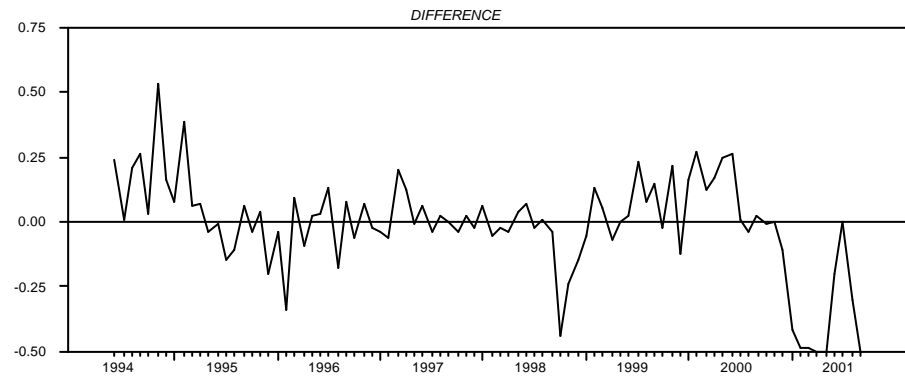
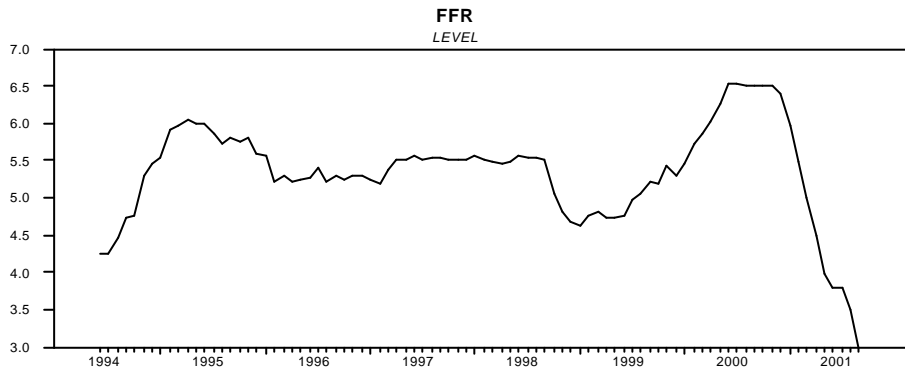
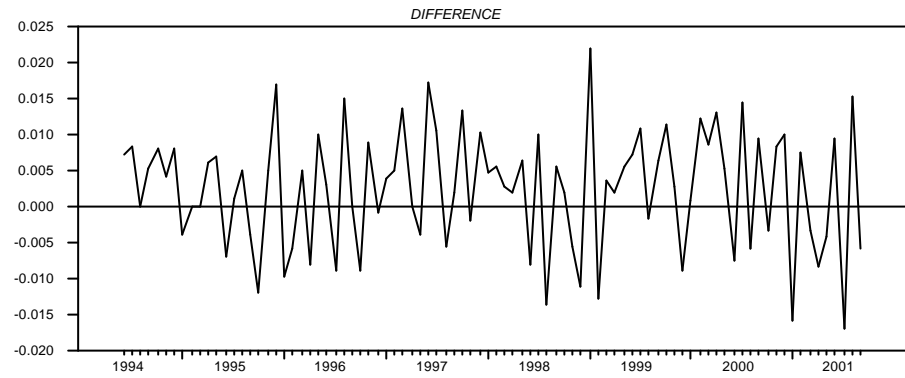
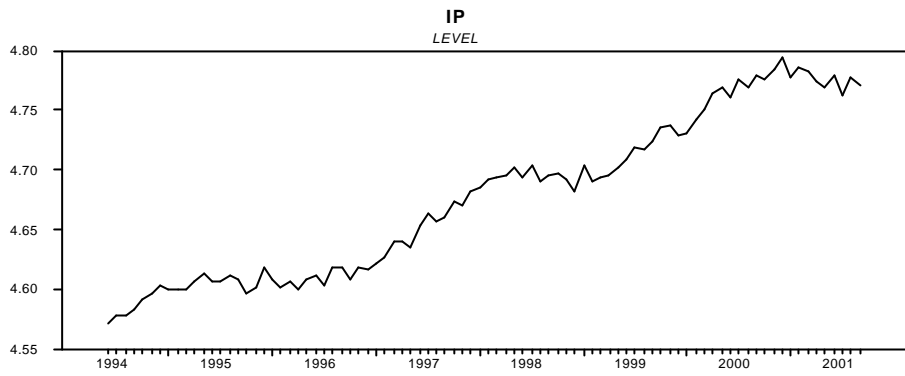
graphiques 2 : séries utilisées

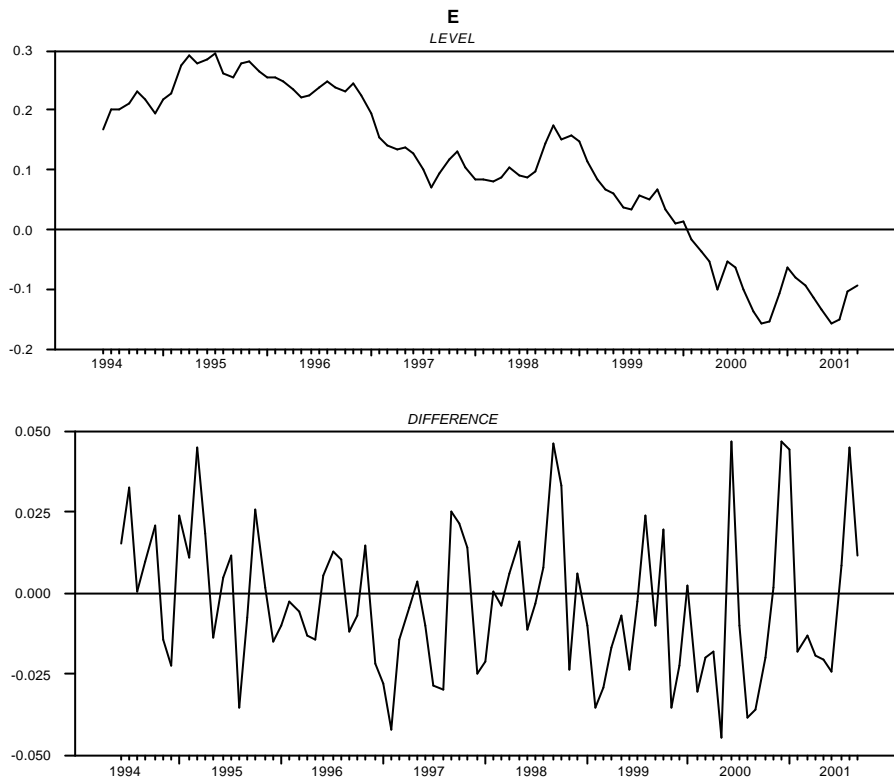












Annexe 2

tableau 1 : tests de stationnarité (période 79 – 93)

variable	d	τ	valeur critique	racine unitaire
s	0	-1,51	-1,95	oui
f	a	-1,31	-2,86	oui
m	a + bt	0,10	-3,41	oui
p	0	1,17	-1,95	I(2)
p	a + bt	-1,53	-3,41	oui
y	a + bt	-2,17	-3,41	oui
i	0	-0,53	-1,95	oui

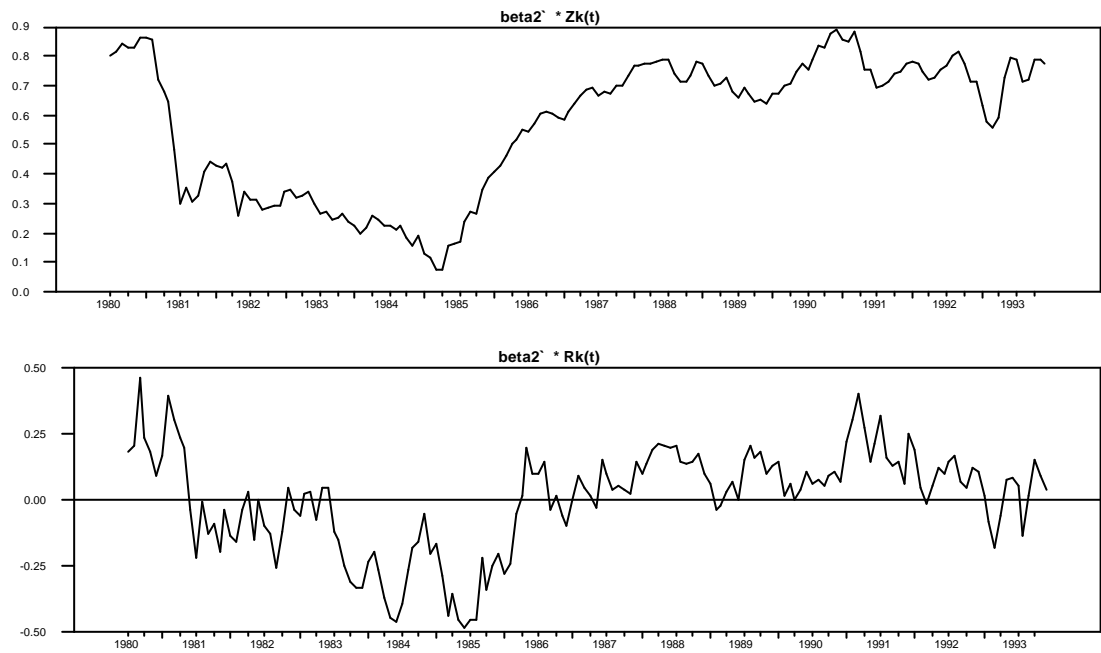
Note technique : la composante déterministe « d » a été choisie en fonction de trois critères : examen visuel des graphiques, jugement économique *a priori*, test « prudent » des hypothèses jointes de nullité des coefficients de la composante déterministe (cf. Salanié, 1999). L'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée quand le résultat du test est inférieur à la valeur critique. Dans le cas contraire, on admettra l'existence d'une racine unitaire.

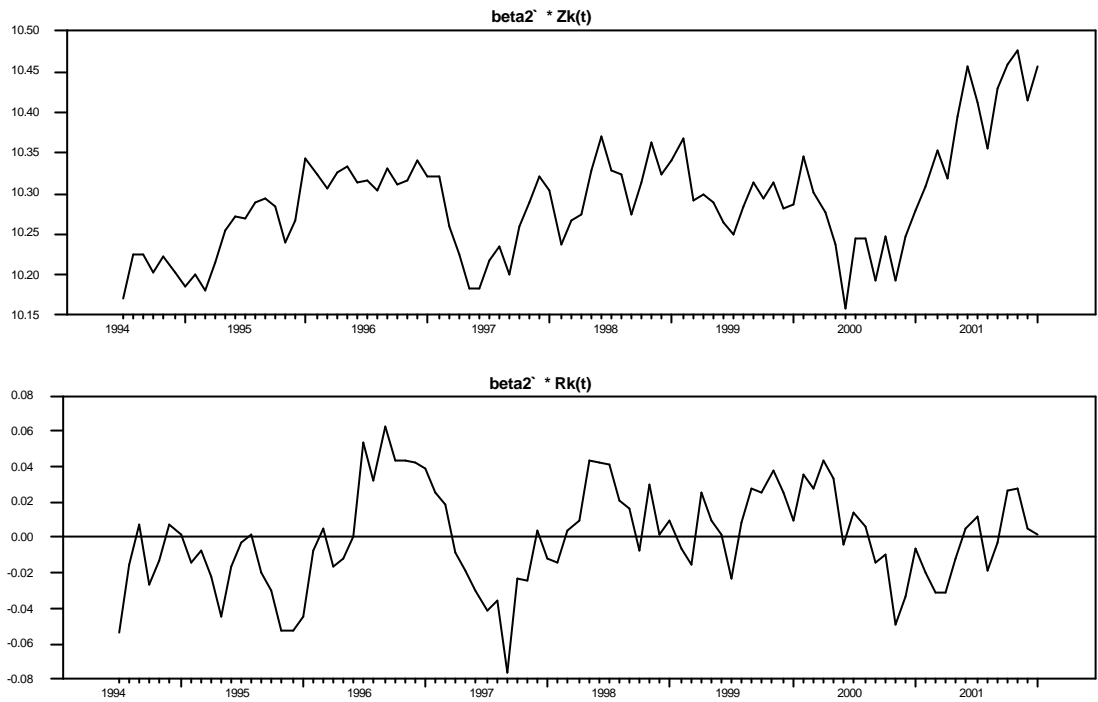
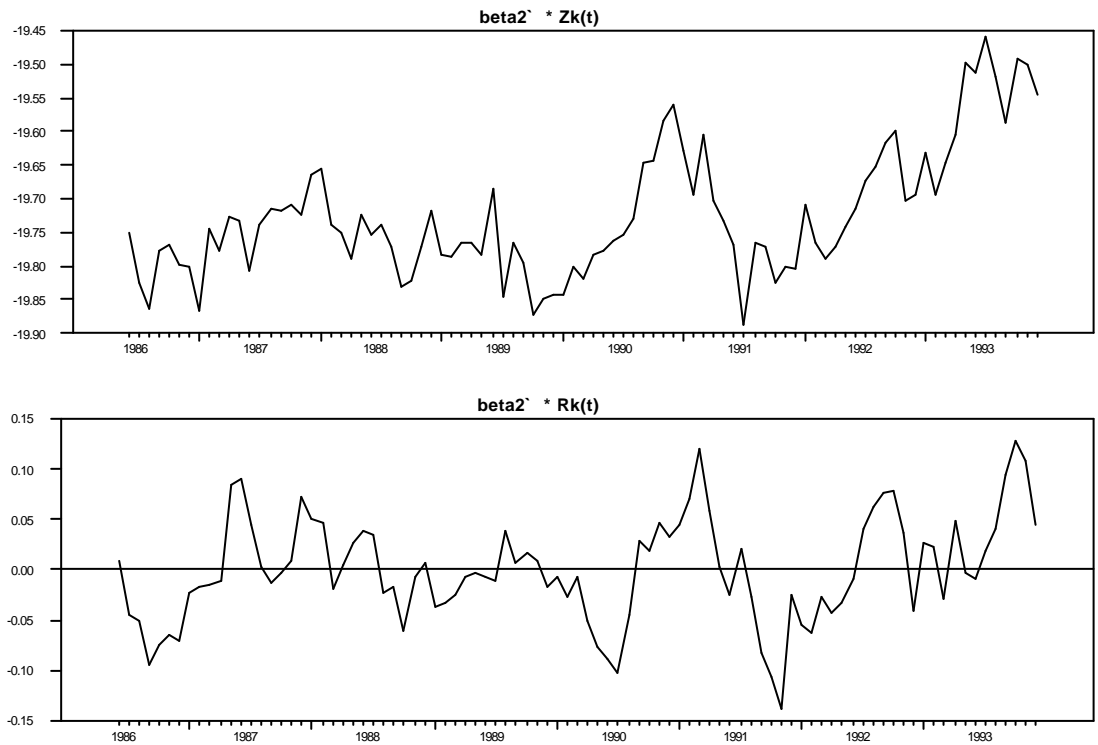
tableau 2 : tests de stationnarité (période 94 – 01)

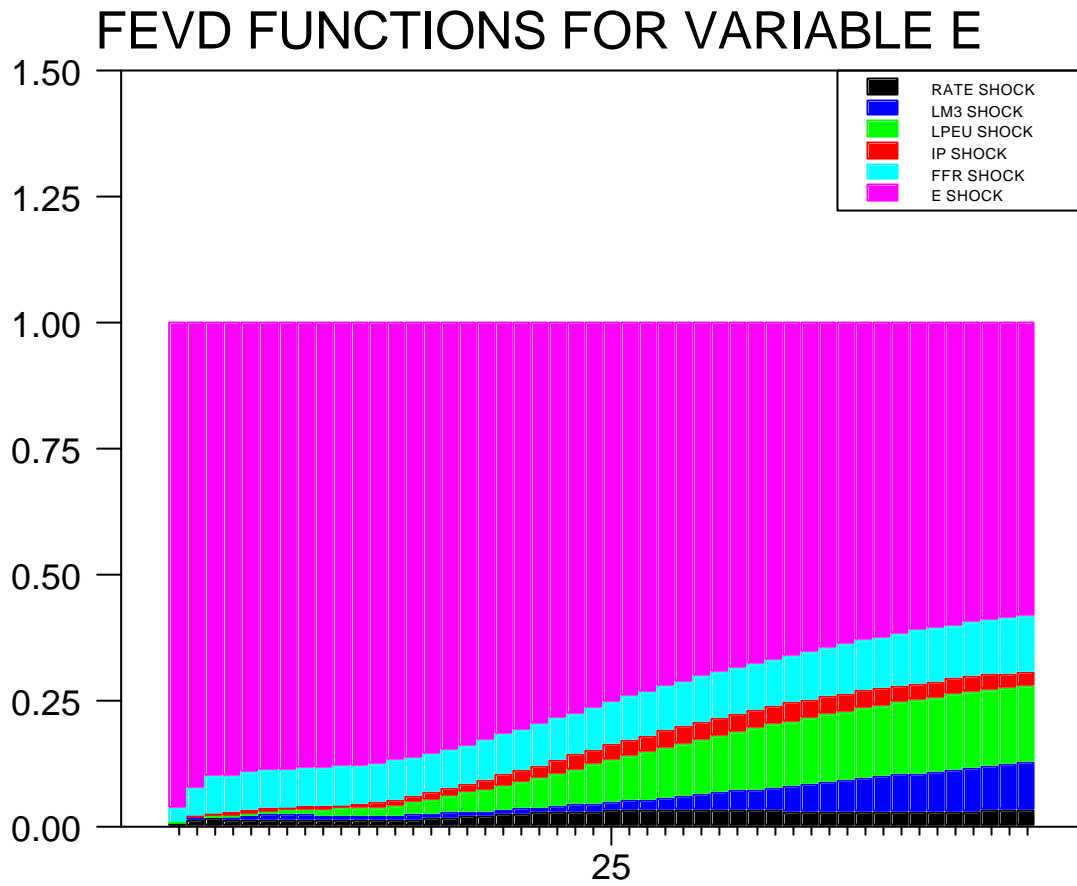
variable	d	τ	valeur critique	racine unitaire
s	0	-0,76	-1,95	oui
f	0	-0,95	-1,95	oui
m	a + bt	-3,20	-3,41	oui
p	0	1,70	-1,95	I(2)
p	0	-1,01	-1,95	oui
y	a + bt	-1,61	-3,41	oui
i	a	-1,31	-2,86	oui

Annexe 3 : les relations de co-intégration

graphiques 1 : période 1979 – 1993



graphiques 2 : période 1994 – 2002**graphiques 3 : période 1986 – 1993**

Annexe 4 : décomposition des variances des erreurs de prévision**Graphique 1 : période 1979 - 1993**

Graphique 2 : période 1994 – 2001

