

Université de Montréal

UNE ANALYSE DES TAUX D'INTÉRÊT EUROPÉENS DANS LE CADRE DE L'UÉM

par

PASCAL BOULANGER

Département de sciences économiques
Faculté des études supérieures / Arts et sciences

sous la direction de

MONSIEUR BENOIT PERRON

Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de

MAÎTRE ÈS SCIENCES (M.Sc.)

EN SCIENCES ÉCONOMIQUES, OPTION ÉCONOMÉTRIE

août 2000

© Pascal Boulanger, 2000

Université de Montréal
Faculté des études supérieures / Arts et sciences

Ce rapport de recherche intitulé :

UNE ANALYSE DES TAUX D'INTÉRÊT EUROPÉENS DANS LE CADRE DE L'UÉM

présenté par :
PASCAL BOULANGER

a été évalué par :

Rapport de recherche accepté le : 31 août 2000

SOMMAIRE

Cette étude a comme principal objectif d'analyser le comportement des taux d'intérêt européens dans le cadre du processus d'intégration monétaire. L'Analyse porte essentiellement sur la parité non-couverte des taux d'intérêt et sur un examen des changements structurels. Les taux d'intérêt de trois pays européens sont utilisés, soit l'Allemagne comme pays de référence, la France comme pays membre de l'UÉM et le Royaume-Uni comme pays ne faisant pas partie de l'UÉM. Trois types d'analyses sont examinés plus en détail dans ce travail. Il s'agit dans un premier temps d'un examen de l'évolution des principales statistiques descriptives. Deuxièmement, un modèle espace-état permettant aux coefficients de fluctuer dans le temps (selon une marche aléatoire) est utilisé avec le filtre de Kalman. Finalement, il sera question des tests de changements structurels de Hansen (1992). Ces tests s'appliquent dans le cas des relations de cointégration, ce qui est le cas en examinant les liens entre les taux d'intérêt européens. Pour exécuter ces tests, on doit estimer la PNCTI par les FM-OLS. Les résultats de l'analyse présentée montrent qu'il ne semble pas y avoir eu de moment-clé pouvant être caractérisé par un changement structurel entre les taux d'intérêt français et allemands. Il semble plutôt y avoir eu un processus d'intégration graduel, avec certains moments où ce processus s'est accéléré, comme par exemple le début de la deuxième phase de l'intégration. On trouve également une plus grande instabilité de la PNCTI pour le Royaume-Uni, pays ne faisant pas partie de l'UÉM.

TABLE DES MATIÈRES

A. MISE EN SITUATION	4
I. HISTORIQUE.....	4
II. QUESTION À RÉSOUDRE	6
III. IMPORTANCE DE LA QUESTION.....	7
B. REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	8
I. ÉTUDES EMPIRIQUES	8
II. PRINCIPALES FAIBLESSES DES ÉTUDES EMPIRIQUES.....	15
C. MÉTHODOLOGIE.....	16
I. CADRE D'ANALYSE	16
1. Approche univariée	16
2. Approche multivariée (parité non-couverte des taux d'intérêt).....	17
II. TESTS DE CHANGEMENTS STRUCTURELS	23
1. Cointégration et tests de Hansen (1992).....	24
2. Modèles espace-état.....	26
III. DONNÉES UTILISÉES.....	28
D. RÉSULTATS.....	30
I. EXAMEN DES DONNÉES	30
II. STATISTIQUES DESCRIPTIVES	31
III. PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT	33
1. PNCTI dans le cadre des modèles espace-état	34
2. PNCTI estimée par les FM-OLS	37
3. La PNCTI « glissante ».....	43
E. CONCLUSIONS ET IMPLICATIONS.....	47
F. ANNEXE GRAPHIQUE	51
1. Graphiques des données utilisées.....	51
2. Graphiques des données utilisées.....	52
3. Statistiques descriptives glissantes sur 250 jours	53
4. Coefficients du modèle espace-état de la parité des taux d'intérêt simplifiée (France)	54
5. Coefficients du modèle espace-état de la PNCTI (France).....	55
6. Coefficients du modèle espace-état de la PNCTI avec contrainte sur le taux de change (France).....	56
7. Coefficients du modèle espace-état de la PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation (France).....	57
8. Coefficients du modèle espace-état de la PNCTI en terme réel (France)	58
9. Coefficients du modèle espace-état de la parité des taux d'intérêt simplifiée (Royaume-Uni).....	59
10. Coefficients du modèle espace-état de la PNCTI (Royaume-Uni)	60
11. Coefficients du modèle espace-état de la PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation (Royaume-Uni).....	61
12. Coefficients du modèle espace-état de la PNCTI en terme réel (Royaume-Uni).....	62
13. Coefficients des FM-OLS glissants de la parité des taux d'intérêt simplifiée sur 1000 jours (France).....	63
14. Coefficients des FM-OLS glissants de la PNCTI sur 1000 jours (France).....	64
15. Coefficients des FM-OLS glissants de la PNCTI avec contrainte sur le taux de change sur 1000 jours (France).....	65

16. Coefficients des FM-OLS glissants de la PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation sur 1000 jours (France).....	66
17. Coefficients des FM-OLS glissants de la PNCTI en terme réel sur 1000 jours (France).....	67
18. Coefficients des FM-OLS glissants de la parité des taux d'intérêt simplifiée sur 1000 jours (Royaume-Uni).....	68
19. Coefficients des FM-OLS glissants de la PNCTI sur 1000 jours (Royaume-Uni).....	69
20. Coefficients des FM-OLS glissants de la PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation sur 1000 jours (Royaume-Uni).....	70
21. Coefficients des FM-OLS glissants de la PNCTI en terme réel sur 1000 jours (Royaume-Uni).....	71
22. Statistiques F du test de Hansen (France).....	72
23. Statistiques F du test de Hansen (Royaume-Uni).....	73
24. Résidus des estimations par FM-OLS (France).....	74
25. Résidus des estimations par FM-OLS (Royaume-Uni).....	75
26. Déterminant de la matrice M (PNCTI, France).....	76

G. ANNEXE : RÉSULTATS D'ESTIMATION..... 77

1. Modèle espace-état de la parité des taux d'intérêt simplifiée (France).....	77
2. Modèle espace-état de la PNCTI (France).....	78
3. Modèle espace-état de la PNCTI avec contrainte sur le taux de change (France).....	79
4. Modèle espace-état de la PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation (France).....	80
5. Modèle espace-état de la PNCTI en terme réel (France).....	81
6. Modèle espace-état de la parité des taux d'intérêt simplifiée (Royaume-Uni).....	82
7. Modèle espace-état de la PNCTI (Royaume-Uni).....	83
8. Modèle espace-état de la PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation (Royaume-Uni).....	84
9. Modèle espace-état de la PNCTI en terme réel (Royaume-Uni).....	85
10. FM-OLS : Parité des taux d'intérêt simplifiée (France).....	86
11. FM-OLS : PNCTI (France).....	87
12. FM-OLS : PNCTI avec contrainte sur les taux de change (France).....	88
13. FM-OLS : PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation (France).....	89
14. FM-OLS : PNCTI en terme réel (France).....	90
15. FM-OLS : Parité des taux d'intérêt simplifiée (Royaume-Uni).....	91
16. FM-OLS : PNCTI (Royaume-Uni).....	92
17. FM-OLS : PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation (Royaume-Uni).....	93
18. FM-OLS : PNCTI en terme réel (Royaume-Uni).....	94

A. MISE EN SITUATION

I. HISTORIQUE

L'intégration européenne n'est pas une idée nouvelle. En effet, à peine quelques années après la fin de la Seconde Guerre mondiale, le Traité de Paris de 1951 instaure la Communauté européenne du charbon et de l'acier (CECA) avec comme pays membres la France, l'Allemagne, l'Italie et les pays du Bénélux. Par la suite, tout au long des années 1950, les pourparlers ont mené à la signature du Traité de Rome en 1957 qui créait la Communauté économique et européenne (CEE). Le processus d'intégration a ensuite évolué tout au long de cette deuxième moitié du XX^e siècle pour en arriver à la création de l'euro et de l'Union économique et monétaire le 1er janvier 1999.

L'intégration européenne a pris quatre formes différentes, soit l'intégration commerciale, juridique, politique et monétaire. En 1968, un pas important était franchi pour l'intégration commerciale avec l'abolition des tarifs douaniers à l'intérieur de la CEE. Cependant, c'est avec la signature de l'Acte unique en 1986 que le processus d'intégration commerciale a fait le plus gros bond en fixant un échéancier (pour le 1^{er} janvier 1993) dans le but créer un véritable marché unique (avec une libre circulation des marchandises, des personnes, des services et des capitaux). L'objectif était de diminuer les coûts administratifs liés aux contrôles douaniers, de favoriser un approvisionnement plus concurrentiel des administrations, de diminuer le prix des services financiers et de profiter des effets d'offre liés à la concurrence renforcée et aux économies d'échelle. L'intégration juridique s'est quant à elle développée lorsque fut créée la Cour de justice

dont l'objectif principal est de régler les litiges concernant l'application des traités. Pour ce qui est de l'intégration politique, on peut affirmer que ce processus en est encore à un stage plutôt précoce. Bien entendu, certaines institutions politiques ont été mises en place, mais elles ont encore peu de pouvoir.

Ce rapport de recherche porte par contre sur la quatrième forme d'intégration, c'est-à-dire sur l'intégration monétaire. Le premier geste important concernant ce processus d'intégration fut la création du Système monétaire européen (SME) en 1979. Ce système avait comme principal objectif de stabiliser les monnaies européennes dans une période de turbulences internationales. Ce système de parités des changes était donc un complément important à l'intégration commerciale, car on ne voulait pas qu'une forte volatilité des taux de change vienne contrecarrer les effets positifs de l'intégration commerciale. La libéralisation des mouvements de capitaux avec l'Acte unique était également un pas important vers l'intégration monétaire. Par contre, c'est avec le « Rapport sur l'Union économique et monétaire dans la Communauté européenne » présenté par le président de la Commission, Jacques Delors, le 17 avril 1989, que l'intégration monétaire a véritablement pris son envol. Ce rapport proposait une démarche progressive en trois étapes pour créer une monnaie unique et l'UÉM.

La première phase a été mise en place le 1^{er} juillet 1990. Cette première étape consistait à promouvoir une plus grande convergence des politiques économiques et financières des pays susceptibles d'adhérer à l'UÉM. Deux événements importants ont marqué cette première étape, soit la signature du Traité de Maastricht le 7 février 1992 et le dévoilement de la composition de l'Écu le 1^{er} janvier 1993. Le traité de Maastricht instaurait un certain nombre de critères qui devaient être respectés par les pays qui

voulaient adhérer à l'UÉM et fixait la date d'entrée dans la deuxième phase au 1^{er} janvier 1994. C'est à ce moment que fut mis en place l'Institut monétaire européen, dont l'objectif était de promouvoir l'Écu et la coordination des politiques économiques et monétaires. En décembre 1995, le Conseil européen décida que la troisième phase serait mise en place le 1^{er} janvier 1999 et annonça que la nouvelle monnaie créée serait l'euro. En juin 1997, le Pacte de Stabilité et de Croissance fut adopté et finalement, le 2 mai 1998, le Conseil de l'Union européenne confirma que 11 pays avaient respecté les critères d'adhésion. Ces pays forment donc l'UÉM depuis le 1^{er} janvier 1999, date qui marqua le début de la troisième phase.

II. QUESTION À RÉSOUDRE

Dans le cadre de tous ces changements économiques et monétaires, il est intéressant d'examiner comment se sont comportés les marchés financiers. La question à laquelle on tente de répondre est donc la suivante :

« Quels sont les impacts du changement de régime de taux de change (passage à l'UÉM) sur les taux d'intérêt européens ? »

Cette question est par contre très générale. Voici quelques sous-questions qui précisent le sujet de ce rapport de recherche :

- ⇒ Quelles sont les caractéristiques statistiques des taux d'intérêt (sur les obligations à 10 ans par exemple) dans les pays européens depuis la création de l'UÉM ?
- ⇒ Est-ce que la parité des taux d'intérêt tient ?

-
- ⇒ Y a-t-il eu changement de régimes ?
 - ⇒ Les écarts des taux d'intérêt entre les pays européens sont maintenant faibles, mais qu'en est-il de leur volatilité?
 - ⇒ Comment peut-on modéliser les écarts de taux d'intérêt européens (changements de régimes, cointégration, modèles espace-état ...).

III. IMPORTANCE DE LA QUESTION

La question exposée ci-haut n'est pas sans intérêt. En effet, le contexte européen est un cadre empirique idéal pour analyser les impacts d'un changement de régimes de taux de change sur les taux d'intérêts des pays en question. Il est particulièrement important pour les investisseurs et pour les analystes économiques de comprendre le comportement des taux d'intérêt pour ajuster leurs stratégies d'investissement à ce nouveau cadre institutionnel et économique. Ce cadre empirique est de plus très intéressant pour examiner différents tests de changements structurels (ou différents outils permettant de trouver ces changements), que ce soit dans un cadre univarié ou multivarié (avec la parité des taux d'intérêt par exemple).

B. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Les études qui ont servi de base pour résoudre la problématique exposée à la section précédente peuvent se diviser en deux catégories. Cette section permet d'examiner en détail la première catégorie de ces études, c'est-à-dire toutes les études empiriques examinant le comportement des taux d'intérêt dans le cadre du SME et de l'intégration monétaire européenne. La section intitulée « Méthodologie » passera quant à elle en revue l'ensemble des études théoriques présentant les tests ou les méthodes d'estimation utilisés dans ce rapport de recherche.

I. ÉTUDES EMPIRIQUES

Karfakis et Moschos (1990) ont examiné les liens entre les taux d'intérêt européens dans le cadre du SME. En effet, le SME devait apporter une plus grande stabilité financière et monétaire. Leur objectif était donc d'examiner si les taux d'intérêt des différents pays faisant partie du SME suivaient les mêmes mouvements à long terme, mais aussi d'examiner le rôle de la politique monétaire allemande dans l'évolution des taux d'intérêt européens. Le cadre théorique utilisé est essentiellement basé sur la parité non-couverte des taux d'intérêt (PNCTI) et sur la cointégration. La PNCTI nous dit essentiellement que le différentiel de taux d'intérêt entre deux pays doit refléter les variations du taux de change attendu entre ces deux pays et une prime de risque. Les équations (1) et (2) illustrent la parité non-couverte des taux d'intérêt.

$$\Rightarrow i_t - i_t^* = E s_{t+1} - s_t + p r_t \quad (1)$$

$$\Rightarrow i_t = i_t^* + E s_{t+1} - s_t + pr_t \quad (2)$$

où i_t est le taux d'intérêt nominal, l'astérisque illustre le pays étranger, s_t est le taux de change entre les deux pays et pr_t est la prime de risque. Karfakis et Moschos (1990) se sont donc basés sur ces relations comme point de départ à leur étude. Ils mentionnent que si les variations de taux de change attendues et la prime de risques sont stationnaires, il devrait y avoir un équilibre de long terme entre les taux d'intérêt des deux pays. Ce lien de long terme est examiné grâce à une analyse de cointégration. Bref, Karfakis et Moschos (1990) ont basé leur analyse sur l'équation suivante :

$$\Rightarrow i_t = \beta i_t^* + \varpi_t \quad (3)$$

Ainsi, ils font des tests de racines unitaires sur les taux d'intérêt des différents pays. Ils trouvent que les taux d'intérêt sont intégrés d'ordre 1 (non-stationnaires en niveau, mais stationnaires en différence premières). Ceci leur permet de faire des tests de cointégration entre i_t et i_t^* en faisant des tests de stationnarité sur les résidus de l'équation (3). Si ces résidus estimés sont stationnaires, alors les taux d'intérêt des deux pays analysés sont cointégrés, ce qui signifie qu'il y a bel et bien une relation de long terme entre ces taux d'intérêt (et les taux d'intérêt des deux pays en question peuvent être analysés à l'aide d'un modèle à correction d'erreurs).

Karfakis et Moschos (1990) trouvent dans un premier temps que les taux d'intérêt européens sont tous intégrés d'ordre 1, ce qui les mènent à tester la cointégration à l'aide de la méthode de Engle et Granger (1987). Ces tests ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre les taux d'intérêt des pays du SME et ceux de l'Allemagne (bref, il n'y a pas de cointégration). Ceci amène les auteurs à conclure que les attentes de variations de taux de change et/ou la prime de

risque ne sont pas stables, ce qui contredit l'hypothèse que le SME a créé plus de stabilité financière et monétaire.

Comme je l'ai mentionné plus tôt, Karfakis et Moschos (1990) ont également examiné la possibilité que l'Allemagne joue un rôle de leader en terme de politique monétaire et financière. Pour ce faire, ils ont utilisé le test de causalité de Granger. Comme les variables sont intégrées d'ordre 1 (mais non cointégrées), ils ont utilisé une représentation VAR avec les taux d'intérêt en différence première. Les résultats montrent effectivement que les changements de taux d'intérêt allemands ont un pouvoir prévisionnel non négligeable sur les variations des taux d'intérêt de la majorité des autres pays du SME (ce qui n'est pas vrai dans l'autre sens). Bref, l'Allemagne aurait un rôle important dans la détermination des taux d'intérêt des autres pays du SME.

Katsimbris et Miller (1993) ont tenté de répondre essentiellement à la même problématique que l'étude de Karfakis et Moschos (1990). Ils suggèrent que les taux d'intérêt européens (qui sont dans le SME) sont affectés non pas seulement par l'évolution des taux allemands, mais aussi en fonction des taux d'intérêt de tous les pays du SME et de ceux du reste du monde, spécialement ceux des États-Unis. Ils élargissent donc l'analyse de Karfakis et Moschos (1990) en tenant compte des taux d'intérêt américains. Par contre, ils suivent en général la même démarche qu'eux. Ainsi, après avoir vérifié que les taux d'intérêt des différents pays utilisés sont intégrés d'ordre 1, ils font des tests de cointégration en utilisant dans un premier temps l'Allemagne comme pays de référence et dans un deuxième temps les États-Unis. Les résultats de cointégration avec l'Allemagne comme pays de référence sont sensiblement les mêmes que ceux de Karfakis et Moschos (1990), c'est-à-dire qu'il ne semble pas y avoir de

relation de long terme entre les taux d'intérêt des pays du SME et l'Allemagne. Par contre, les tests de cointégration permettent de rejeter l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de relation de cointégration en utilisant les taux américains comme référence (présence de relation de long terme entre les taux d'intérêt des pays du SME et les taux américains). Katsimbris et Miller (1993) explique ce résultat par le fait qu'il y a eu plusieurs réajustements de la valeur des monnaies au sein du SME, ce qui fait en sorte qu'on ne trouve pas de relation de cointégration entre les pays du SME et l'Allemagne, alors qu'on en trouve avec les taux américains comme pays de référence. Ils se basent sur l'étude de Perron (1989) qui mentionne qu'on peut trouver qu'une série n'est pas stationnaire (alors qu'elle devrait l'être) lorsque nous sommes en présence de changements structurels.

Katsimbris et Miller (1993) ont par la suite examiné si l'Allemagne joue toujours un rôle prédominant dans la conduite des taux d'intérêt européens lorsqu'on tient compte des taux américains, en utilisant du test de causalité de Granger. Ils montrent essentiellement l'importance de l'introduction des taux américains dans l'analyse et en viennent à la conclusion que les taux d'intérêt allemands ne jouent pas un rôle de leader au sein du SME lorsque l'on tient compte des taux américains. Leurs résultats montrent plutôt une forte interdépendance entre les pays du SME, mais aussi avec certains pays hors du SME (comme les taux américains). Les résultats de Karfakis et Moschos (1990) proviendraient donc de l'omission d'une variable importante, c'est-à-dire les taux d'intérêt américains.

Fountas et Wu (1998) ont exploité une des explications de Katsimbris et Miller (1993) pour comprendre pourquoi les tests de cointégration entre les taux d'intérêt des

pays du SME et ceux de l'Allemagne rejettent la présence de relation de long terme entre ces variables. En effet, la possibilité qu'il y ait des changements structurels dans la relation entre les taux d'intérêt des pays du SME et ceux de l'Allemagne pourrait expliquer le fait qu'on accepte toujours l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre ces séries. Fountas et Wu (1998) mentionne trois facteurs pour expliquer la présence de ces possibles changements structurels, soit les réalignements des taux de change au sein du SME, les changements institutionnels sur les restrictions des mouvements de capitaux et les changements asymétriques des taux d'intérêt dus à des changements asymétriques dans la conduite des politiques monétaires des pays en question. Ainsi, les auteurs ont décidé de faire des tests de cointégration entre les taux d'intérêt des pays du SME et ceux de l'Allemagne en introduisant un changement structurel dans la relation de cointégration. Ce changement structurel est déterminé de façon endogène. L'approche utilisée est tirée de l'étude de Gregory et Hansen (1996).

Avant d'utiliser ce test, les auteurs ont montré que les taux d'intérêt examinés étaient intégrés d'ordre 1. Ils ont fait les tests de cointégration sans introduire les changements structurels en utilisant la méthodologie de Engle et Granger (1987). Ils trouvent essentiellement les mêmes résultats que les études précédentes, c'est-à-dire que les tests ne peuvent pas rejeter l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de relation de cointégration. Par contre, en introduisant les changements structurels, les résultats diffèrent. En effet, les tests permettent de rejeter l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de cointégration avec l'Allemagne à 1% pour trois pays (soit la Belgique, le Danemark et l'Irlande), ils rejettent également l'hypothèse nulle à 10% pour les Pays-Bas, mais ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle pour la France et l'Italie. Pour les quatre pays où la présence de cointégration se manifeste (à 10%), Fountas et Wu (1998) ont

estimé la relation de cointégration, en intégrant les changements structurels identifiés par le test de cointégration de Gregory et Hansen (1996), avec les moindres carrés dynamiques mis en place par Stock et Watson (1993). Ils ont testé si le coefficient reliant les taux d'intérêt était égal à 1, c'est-à-dire s'il existe un lien parfait entre les taux d'intérêt des pays membres du SME et ceux de l'Allemagne. Les auteurs montrent qu'ils ne peuvent pas rejeter l'hypothèse nulle pour le Danemark et l'Irlande, ce qui signifie qu'il y a un lien « parfait » entre les taux d'intérêt de ces pays et ceux de l'Allemagne. Pour ce qui est des Pays-Bas et de la Belgique, le coefficient est plus petit que 1, signifiant que même si les taux d'intérêt de ces pays fluctuent à long terme avec ceux de l'Allemagne, le lien n'est pas « parfait ». Bref, les conclusions de l'étude de FOUNTAS et WU (1998) contredisent celles des deux autres études citées plus haut. Ils montrent que si on tient compte des changements structurels, les taux d'intérêt de la majorité des pays du SME étudiés sont cointégrés avec ceux de l'Allemagne, illustrant une certaine stabilité dans la relation entre les taux d'intérêt européens.

De son côté, Sarno (1997) a examiné la volatilité des taux de change et des taux d'intérêt de certains pays participant au SME. En se basant sur une approche non-paramétrique développée par Artis et Taylor (1994), il montre dans un premier temps que le SME a apporté une plus grande stabilité des taux de change des pays membres. Se basant sur ce résultat, il a voulu vérifier si cette baisse de la volatilité des taux de change s'était traduite par une plus grande volatilité des taux d'intérêt de ces pays. Les résultats de cette étude montrent que ce n'est pas le cas. En effet, il n'y a pas eu d'augmentation de la volatilité des taux d'intérêt alors que celle des taux de change diminuait. Il y a même eu une baisse, non négligeable, pour certains pays. Ces résultats vont donc dans le même sens que l'étude de Artis et Taylor (1994).

Knot (1998) a tenté d'expliquer les écarts de taux d'intérêt des pays du SME en utilisant quelques variables macroéconomiques. En effet, selon la parité des taux d'intérêt, ces écarts de taux d'intérêt devraient essentiellement refléter les attentes de variations du taux de change entre les deux pays examinés et la prime de risque. Or, ces deux facteurs sont probablement fonction de certaines conditions économiques, monétaires ou financières. De cette façon, Knot (1998) met en relation les écarts de taux d'intérêt entre certains pays du SME et ceux de l'Allemagne avec les variables macroéconomiques retenues. Ces variables sont les taux d'inflation, la compétitivité des prix des exportations (par rapport à l'Allemagne), le ratio de liquidité, les réserves des monnaies étrangères, les déficits gouvernementaux, la balance du compte courant et le taux de chômage. Cette analyse se fait grâce aux modèles VAR. En effet, après avoir spécifier le nombre de retards utilisés dans le modèle VAR, Knot (1998) exécute des tests de causalité de Granger pour examiner l'influence potentielle des variables macroéconomiques sur les écarts de taux d'intérêt. Cette analyse permet de mettre en évidence l'influence des déficits gouvernementaux sur les écarts de taux d'intérêt pour presque tous les pays examinés. Le taux de chômage et l'inflation semblent aussi des variables intéressantes pour comprendre les écarts de taux d'intérêt. Pour mieux comprendre l'impact de ces variables sur les écarts de taux d'intérêt, l'auteur examine les fonctions « *impulses responses* » et fait des décompositions de variances. Cette analyse montre que si certaines variables macroéconomiques reviennent souvent pour expliquer les écarts de taux d'intérêt, leurs impacts diffèrent d'un pays à l'autre. Il ne semble donc pas y avoir de relation systématique.

II. PRINCIPALES FAIBLESSES DES ÉTUDES EMPIRIQUES

Dans un premier temps, il faut noter que toutes les études examinées n'ont pas pu vérifier si le changement de régime de taux de change (création de l'euro et de l'Union économique européenne le 1^{er} janvier 1999) a eu un impact sur le comportement des taux d'intérêt, car ces études ont été faites avant ce changement institutionnel important. Ces études ont plutôt examiné le comportement des taux d'intérêt dans le cadre du SME et de la convergence des taux d'intérêt qui a précédé la création de l'UÉM. Or, il est possible aujourd'hui de faire une première analyse dans ce contexte en utilisant des données journalières.

Il est important de spécifier également que toutes ces études se basent sur une analyse de cointégration et sur les modèles VAR. Bien que ce soit un cadre qui se s'applique très bien à l'analyse qui doit être faite pour examiner la parité non-couverte des taux d'intérêt, il existe d'autres façons intéressantes d'examiner le comportement des taux d'intérêt européens dans le cadre de l'UÉM. Par exemple, les modèles espace-état dans lequel on permet aux coefficients du modèle spécifié de fluctuer dans le temps fournissent également un cadre intéressant d'analyse.

Finalement, à l'exception de l'étude de Fountas et Wu (1998), les changements structurels pouvant exister dans le lien qui unit les taux d'intérêt des différents pays analysés ne sont pas exploités. Il serait donc intéressant de faire les tests appropriés pour identifier les changements structurels, s'il y en a.

C. MÉTHODOLOGIE

Cette section a comme objectif d'expliquer en détail la méthodologie suivie pour répondre à la question énoncée dans la mise en situation. Tous les tests et les méthodes d'estimations qui sont utilisés dans ce rapport de recherche seront par le fait même exposés clairement dans cette section.

I. CADRE D'ANALYSE

Avant d'entreprendre un examen des différents tests de changements structurels envisagés pour ce rapport de recherche, il faut déterminer dans quel cadre sera testé la présence de changements structurels. Deux approches différentes sont examinées, soit une approche univariée et une approche multivariée.

1. APPROCHE UNIVARIÉE

L'objectif de ce rapport étant d'analyser le comportement des taux d'intérêt européens, la façon la plus simple d'examiner si ce comportement varie dans le temps est d'examiner l'écart des taux d'intérêt entre ces pays. En plus d'un simple examen graphique des écarts de taux d'intérêt, plusieurs statistiques descriptives peuvent être analysées. Ainsi, la première étape consiste à visualiser l'évolution de la moyenne des écarts de taux d'intérêt avec l'Allemagne, l'évolution de l'écart-type, du premier coefficient d'autocorrélation, etc. Une façon intéressante d'examiner ces statistiques est de les calculer de façon « glissante » sur une période prédéterminée (par exemple sur

1000 jours). Ainsi, on calcule les statistiques pour les 1000 premières observations. On enlève ensuite la première observation et on rajoute la 1001^e observation de l'échantillon. On recalcule les mêmes statistiques. On répète ces étapes jusqu'à ce qu'on arrive aux 1000 dernières observations de l'échantillon. Si on observe un changement important dans l'évolution de ces statistiques, on peut suspecter la présence d'un changement structurel. Il ne s'agit donc pas d'un test formel, mais plutôt d'un outil permettant de mieux comprendre l'évolution des écarts de taux d'intérêt et d'avoir une idée sur la présence de changements structurels.

Il existe par contre plusieurs tests formels de changements structurels qui peuvent être appliqués en n'utilisant que la série des écarts de taux d'intérêt. Il s'agit de construire des modèles simples qui permettent d'estimer certains moments de cette série et d'appliquer les tests appropriés. On peut penser au test de Chow, au test de Wald corrigé à la Newey-West (suggéré par Andrews 1993), à des tests utilisant une approche GMM ou aux tests de Hansen dans le cadre des relations de cointégration (la section C.II.1 porte essentiellement sur ce dernier test).

2. APPROCHE MULTIVARIÉE (PARITÉ NON-COUEVERTE DES TAUX D'INTÉRÊT)

La deuxième façon d'examiner le comportement des taux d'intérêt européens est de se baser sur un modèle théorique particulier. Un modèle très simple et largement discuté dans la littérature est la parité non-couverte des taux d'intérêt (PNCTI). Cette section explique donc en détail la PNCTI et différentes façons de l'estimer. On peut ensuite appliquer différents tests pour déterminer la présence de changements structurels (voir la section C.II.1).

Comme déjà mentionné plus haut, la PNCTI dit essentiellement que le différentiel des taux d'intérêt entre deux pays doit refléter les variations du taux de change attendu entre ces deux pays et une prime de risque. On peut la représenter par l'équation (1).

$$\Rightarrow i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t + pr_t \quad (1)$$

À partir de cette équation, plusieurs estimations sont possibles en posant quelques hypothèses. La façon la plus simple d'étudier le lien entre les taux d'intérêt est d'estimer l'équation (4), que l'on nomme dans ce travail la parité des taux d'intérêt simplifiée.

$$\Rightarrow i_t = \beta_1 + \beta_2 i_t^* + e_t \quad (4)$$

Si on estime cette équation, on suppose que la prime de risque est composée d'une partie constante (β_1) et d'une autre qui est aléatoire qui se reflète dans le terme résiduel e_t . De plus, on justifie théoriquement l'absence des variables de taux de change en faisant l'hypothèse que le taux de change suit une marche aléatoire, c'est-à-dire que $E_t s_{t+1} = s_t + \mu_t$. En effet, dans ce cas, les termes s_t s'annulent dans la PNCTI et le terme μ_t se répercute dans les résidus e_t (ou même dans la constante). Pour que la PNCTI tienne sous ces hypothèses, il faut que β_2 soit égal à 1.

On peut construire une deuxième représentation en modifiant l'hypothèse que le taux de change suit une marche aléatoire. On suppose alors que le taux de change est susceptible d'être affecté par une dépréciation (ou de dévaluation lorsque le taux de change est fixe) ou une appréciation (ou de réévaluation lorsque le taux de change est fixe). Il existe donc une probabilité de dépréciation (ou de dévaluation) qui est donnée par $P(s_{t+1} > s_t) = \delta_1$ et une probabilité d'appréciation (ou de réévaluation) qui est donnée par $P(s_{t+1} < s_t) = \delta_2$. De plus, on pose que Δ est la dépréciation ou l'appréciation

attendue et qu'elle est constante dans le temps.¹ Ainsi, l'espérance des variations du taux de change est donnée par $E_t(s_{t+1}/s_t) = \delta_1(1+\Delta) + \delta_2(1-\Delta)$. On peut facilement réarranger cette équation pour obtenir que :

$$\begin{aligned} \Rightarrow E_t(s_{t+1}/s_t) &= \delta_1(1+\Delta) + \delta_2(1-\Delta) \\ \Rightarrow E_t(s_{t+1}/s_t) &= (\delta_1-\delta_2)\Delta + (\delta_1+\delta_2) \\ \Rightarrow E_t(s_{t+1}) &= [(\delta_1-\delta_2)\Delta + (\delta_1+\delta_2)]s_t \\ \Rightarrow E_t(s_{t+1}) - s_t &= [\Delta(\delta_1-\delta_2) + (\delta_1+\delta_2-1)]s_t \end{aligned} \quad (5)$$

Idéalement, il serait préférable d'estimer Δ , δ_1 et δ_2 , mais on a un problème d'identification si on ne pose pas plus d'hypothèses. Par contre, comme on pose que ces trois paramètres sont constants, on peut écrire que :

$$\Rightarrow E_t(s_{t+1}) - s_t = \beta_3 s_t \quad (6)$$

où $\beta_3 = [\Delta(\delta_1-\delta_2) + (\delta_1+\delta_2-1)]$. Avec la relation (6), on peut réécrire la PNCTI comme suit :

$$\Rightarrow i_t - i_t^* = \beta_3 s_t + p r_t \quad (7)$$

Ainsi, on peut estimer l'équation suivante :

$$\Rightarrow i_t = \beta_1 + \beta_2 i_t^* + \beta_3 s_t + e_t \quad (8)$$

Cependant, le coefficient β_3 n'a pas d'interprétation économique. En effet, si on suppose qu'il y a une plus forte probabilité de dépréciation, le terme $\Delta(\delta_1-\delta_2)$ est positif. Il est négatif s'il y a une plus forte probabilité d'appréciation. Le terme $(\delta_1+\delta_2-1)$ est quant à lui nécessairement compris dans l'intervalle $-1 < (\delta_1+\delta_2-1) < 0$, car δ_1 et δ_2 sont des probabilités. Ainsi, pour que β_3 soit positif, il faut obligatoirement que $\delta_1 > \delta_2$ (ce qui

¹ On pourrait complexifier le modèle en permettant à la dépréciation de ne pas être égale à l'appréciation

implique une plus forte probabilité de dépréciation) et que $\Delta(\delta_1 - \delta_2) > |(\delta_1 + \delta_2 - 1)|$. Toute autre combinaison fait en sorte que le coefficient β_3 est positif. Or, il n'y a pas d'interprétation économique à ce que $\Delta(\delta_1 - \delta_2) > |(\delta_1 + \delta_2 - 1)|$. Bref, on ne peut pas tenter de prévoir à l'avance quelle sera le signe ou l'ordre de grandeur de β_3 . Finalement, on doit s'attendre à ce que le coefficient β_2 soit égal à 1 pour que la PNCTI tienne sous les hypothèses de ce modèle.

Les deux dernières représentations utilisées dans ce rapport de recherche sont construites à partir de la PNCTI en terme réel. Cette dernière est définie comme suit :

$$\Rightarrow (i_t - \pi_t^e) - (i_t^* - \pi_t^{e*}) = E_t q_{t+1} - q_t + pr_t \quad (9)$$

où π_t^e représente le taux d'inflation attendue et q_t représente le taux de change réel. Le taux de change réel est défini comme suit :

$$\Rightarrow q_t = s_t * (IPC_t^* / IPC_t) \quad (10)$$

où IPC_t représente l'indice des prix à la consommation et IPC_t^* représente l'indice des prix à la consommation du pays étranger.

La PNCTI en terme réel est dérivée en combinant la PNCTI en terme nominal (celle qui a été utilisée jusqu'à maintenant dans ce rapport) et la parité des pouvoirs d'achat. En voici la preuve :

$$\Rightarrow \text{PNCTI} : i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t + pr_t \quad (1)$$

$$\Rightarrow \text{PPA} : E_t s_{t+1} - s_t = \pi_t^e - \pi_t^{e*} \quad (11)$$

$$\Rightarrow \text{Taux de change réel} : q_t = s_t * (IPC_t^* / IPC_t) \quad (12)$$

ou même en laissant fluctuer Δ dans le temps.

⇒ Les variations dans le taux de change réel sont données par :

$$\Rightarrow E q_{t+1} - q_t = E s_{t+1} - s_t + (\pi^{e*}_t - \pi^e_t) \quad (13)$$

⇒ En combinant (13) avec (1), on trouve la PNCTI en terme réel :

$$\Rightarrow i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t + p r_t$$

$$\Rightarrow i_t - i_t^* = (E_t q_{t+1} - q_t) - (\pi^{e*}_t - \pi^e_t) + p r_t$$

$$\Rightarrow (i_t - \pi^e_t) - (i_t^* - \pi^{e*}_t) = E_t q_{t+1} - q_t + p r_t \quad (9)$$

La troisième représentation se base donc sur la PNCTI en terme réelle et sur les hypothèses établies dans la deuxième représentation. Ainsi, on estime l'équation suivante :

$$\Rightarrow (i_t - \pi_t) = \beta_1 + \beta_2(i_t^* - \pi_t^*) + \beta_3 q_t + e_t \quad (14)$$

Dans cette représentation, on contraint les coefficients associés aux taux d'inflation domestique et étrangère à 1 et -1. On doit s'attendre à ce que β_2 soit égal à 1 si la PNCTI tient sous les hypothèse de cette représentation. Finalement, on ne peut pas prévoir à l'avance le signe et l'ordre de grandeur du coefficient β_3 , pour les mêmes raisons que dans la deuxième représentation.

La quatrième représentation est semblable à la troisième, à la différence que l'on ne contraint pas les coefficients associés à l'inflation domestique et étrangère à 1 et -1. Ainsi, on obtient l'équation (15).

$$\Rightarrow i_t = \beta_1 + \beta_2 \pi_t + \beta_3 i_t^* + \beta_4 \pi_t^* + \beta_5 s_t + e_t \quad (15)$$

Cette représentation est celle qui sera privilégiée dans ce rapport de recherche. Elle permet plus de flexibilité et permet d'exécuter plusieurs tests relativement aux hypothèses établies.

Bien entendu, il existe plusieurs autres représentations possibles pour estimer la PNCTI. On pourrait par exemple utiliser les modèles espace-état et le filtre de Kalman pour tenter de mesurer directement la prime de risque. Pour ce faire, il suffirait de laisser la constante fluctuer dans le temps et de supposer qu'elle représente la prime de risque. Il faudrait donc poser une hypothèse quand au choix du processus que suivra la constante (marche aléatoire, AR(1), etc.). On pourrait même tenter de la modéliser avec des variables macroéconomiques comme l'a fait Knot (1998). La section C.II.2 explique en détail comment utiliser les modèles espace-état et le filtre de Kalman pour permettre à un ou plusieurs coefficients de fluctuer dans le temps.

Un problème survient par contre lorsque l'on estime l'équation (8) dans le cas où deux pays ont un taux de change fixe, comme c'est le cas pour la France et l'Allemagne depuis le 1^{er} janvier 1999. En effet, la variable s_t devient constante à partir de cette date, ce qui cause un problème de multicollinéarité entre cette variable et la constante. Pour pallier à ce problème, il suffit soit d'imposer la constante à 0 ou soit d'imposer s_t égal à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999. Bien entendu, l'interprétation des coefficients doit être modifiée en ce qui concerne la constante et le coefficient devant le taux de change. En imposant s_t égal à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999, on change la moyenne de cette variable, ce qui affecte le niveau du coefficient en estimant par les OLS ou les FM-OLS. Ce biais devrait se traduire par un changement dans la constante dans la même proportion. On pourrait régler ce petit problème d'interprétation des coefficients de façon

simple en changeant la constante, c'est-à-dire en remplaçant le vecteur de 1 qui représente la constante par la moyenne échantionnale du taux de change (en incluant les valeurs du taux de change après le 1^{er} janvier 1999). Cette petite transformation n'est pas faite dans ce travail, mais il était important de le spécifier pour ne pas mal interpréter les coefficients.

Il faut par contre se demander s'il est pertinent de choisir d'imposer s_t égal à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999. Peut-être que le problème de multicollinéarité débute un peu avant, car le taux de change entre la France et l'Allemagne ne fluctuait pas beaucoup lors de l'année précédant la création de l'euro. Une réponse est apportée à ce problème à la section D.III.2 dans le cadre des tests de Hansen.

II. TESTS DE CHANGEMENTS STRUCTURELS

L'analyse économétrique développée dans ce rapport de recherche est essentiellement orientée autour des tests de changements structurels. En effet, on cherche à savoir si les relations entre les taux d'intérêt européens ont changé tout au long du processus ayant mené à la création de l'euro. Si on était en présence de séries stationnaires et que les résidus des relations estimées étaient bruits blancs, on pourrait utiliser le test standard de Chow. Si, par contre, les résidus n'étaient des bruits blancs, on pourrait utiliser le test de Wald corrigé à la Newey-West développé par Andrews (1993). Ces deux tests peuvent être effectués en connaissant ou en ne connaissant pas le moment du changement structurel. Lorsque l'on ne connaît pas le moment du changement structurel, on calcule les statistiques sur le sous-échantillon où il est probable qu'un changement soit survenu et on utilise une fonction quelconque de ces

statistiques, qu'on compare avec les valeurs critiques appropriées. Souvent la valeur maximale de la statistique est utilisée et si elle est supérieure à la valeur critique, on conclut qu'il y a un changement structurel à ce moment (voir Andrews 1993 pour plus de détails sur ces valeurs critiques).

Cependant, on ne peut pas utiliser ces types de tests dans le contexte de cette étude. En effet, en examinant les liens entre les taux d'intérêt des différents pays européens, on se trouve en présence de relations de cointégration. Or, il existe toute une littérature traitant les changements structurels dans le cadre des relations de cointégration. Une partie de cette littérature est présentée à la section suivante. Elle se base sur les « *fully modified ordinary least squares* ». Les deux principales études sont de Phillips et Hansen (1990) et de Hansen (1992).

1. COINTÉGRATION ET TESTS DE HANSEN (1992)

Examinons rapidement quelques propriétés d'un modèle de cointégration général. On a donc que :

$$\Rightarrow y_t = \beta x_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

où y_t et x_t sont $I(1)$ et ε_t est $I(0)$. Stock (1987) a montré que lorsque l'on estime ce type de modèles par les MCO, le paramètre β est super convergent, c'est-à-dire qu'il converge à sa vraie valeur à un taux de T au lieu d'un taux de $T^{1/2}$. Par contre, même si cet estimateur de β est super convergent, on peut montrer que sa distribution

asymptotique dépend de deux termes de nuisance.² Examinons le modèle suivant pour comprendre d'où proviennent ces deux termes de nuisance :

$$\Rightarrow y_t = \beta x_t + \mu_{yt} \quad (17)$$

$$\Rightarrow \Delta x_t = \mu_{xt} \quad (18)$$

$$\Rightarrow \text{Cov}(\mu_{yt}, \mu_{xt}) = \sigma_{yx} \quad \text{si } t = s \quad (19)$$

$$\Rightarrow \text{Cov}(\mu_{yt}, \mu_{xt}) = 0 \quad \text{si } t \text{ est différent de } s \quad (20)$$

où y_t et x_t sont $I(1)$ et les résidus sont $I(0)$. Le premier terme de nuisance provient du fait qu'il peut y avoir de la corrélation entre les deux séries de résidus (μ_{yt} et μ_{xt}). Le deuxième terme de nuisance provient du problème d'endogénéité dans ce type de modèle, ce qui peut provoquer un biais dans l'estimation du paramètre β . Or, en présence de ces deux termes de nuisance, la distribution asymptotique de l'estimateur β ne suit plus une loi normale. Comme l'inférence statistique des MCO se base sur l'hypothèse de la normalité, on ne peut donc pas se fier aux tests habituels. La méthode d'estimation développée par Phillips et Hansen (1990), les FM-OLS (« *fully modified ordinary least square* »), permet d'éliminer ces termes de nuisance. Ainsi, Hansen (1992) a développé différents tests qui permettent d'examiner la stabilité des relations de cointégration et d'identifier les changements structurels dans ce cadre spécifique, en se basant sur les FM-OLS.

Hansen (1992) a développé quatre tests différents en se basant sur les FM-OLS. Les deux premiers sont présentés dans les paragraphes qui suivent, car ce sont les deux qui correspondent bien aux besoins de ce rapport. Le premier de ces tests est utile

² Voir MADDALA, G.S. et KIM, In-Moo. Unit Root, Cointegration, and Structural Change, Cambridge University Press, 1998, pages 155 à 161.

lorsque l'on connaît le moment du changement structurel. Ce test est basé sur la statistique F_{nt} et correspond à un test de Chow classique. Ce test est en effet équivalent à estimer l'équation en question pour les deux sous-périodes (avant et après le changement structurel) et d'utiliser un test de Wald pour tester si les paramètres des deux sous-périodes sont égaux.³ Ainsi, ce test a comme hypothèse nulle $H_0 : A_1 = A_2$, où A_1 et A_2 représentent les paramètres estimés pour les deux sous-périodes. L'hypothèse alternative est $H_1 : A_1 \neq A_2$.

Le deuxième test de Hansen (1992) est utilisé lorsque l'on ne connaît pas le moment du changement structurel. C'est donc ce test qui sera utilisé plus tard dans ce rapport. L'idée de base est de calculer la statistique F_{nt} pour tout $[t/n]$ inclus dans un intervalle donné. Andrews (1993) suggèrent de prendre l'intervalle suivant : $[0.15, 0.85]$. On prend ensuite le maximum de tous les F_{nt} calculés, que l'on nomme $\text{Sup}F$, et on compare sa valeur avec les valeurs critiques simulées par Hansen (1992). L'hypothèse nulle de ce test est donc que $H_0 : A_1 = A_2$, où les deux sous-périodes sont déterminées par le moment où on atteint le maximum de F_{nt} . L'hypothèse alternative est bien évidemment que $H_1 : A_1 \neq A_2$. Si la valeur du test est supérieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle.

2. MODÈLES ESPACE-ÉTAT

³ Voir l'article de Hansen (1992) pour les détails sur la façon dont est construite cette statistique F_{nt} . Notons de plus que la programmation permettant d'estimer à l'aide des FM-OLS et d'exécuter les tests développés par Hansen (1992) est disponible sur le site internet de Hansen à l'adresse suivante : <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/>.

Les modèles espace-état peuvent être également un cadre intéressant pour analyser la présence de changements structurels. En effet, on peut spécifier un modèle dans lequel on permet aux coefficients de fluctuer dans le temps selon un processus quelconque. Comme cette étude s'intéresse particulièrement à la parité des taux d'intérêt, cette dernière servira d'équation de base à la construction du modèle espace-état. Cette étude examinera le comportement de ces paramètres dans le cas où ils suivent une marche aléatoire. Examinons en détail un modèle espace-état avec coefficients fluctuant dans le temps dans un cadre général.

$$\Rightarrow \text{Équation de mesure : } y_t = \beta_{it}x_{it} + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\Rightarrow \text{Équation de transition : } \beta_{it} = \gamma_i\beta_{it-1} + \eta_t \quad (22)$$

$$\Rightarrow (\varepsilon_t \mid \eta_t) \sim N [(0 \mid 0), (R_t \ 0 \mid 0 \ Q_t)] \quad (23)$$

La façon standard d'estimer ce type de modèle est d'utiliser le filtre de Kalman. Le filtre de Kalman nous donne les équations de récurrence suivantes :

$$\Rightarrow \beta_t^{(est)} = \beta_{t|t-1}^{(est)} + G_t\mu_t^{(est)} \quad (24)$$

$$\Rightarrow V_t = V_{t|t-1} + G_tX_tV_{t|t-1} \quad (25)$$

$$\Rightarrow G_t = V_{t|t-1}X_t'D_t^{-1} \quad (26)$$

$$\Rightarrow D_t = X_tV_{t|t-1}X_t' + R_t \quad (27)$$

$$\Rightarrow V_{t|t-1} = \text{var}(w_t) = \text{var}(T_t(\beta_{t-1} - \beta_{t-1}^{(est)}) + \eta_t) = T_tV_{t-1}T_t' + Q_t \quad (28)$$

Lorsque l'estimation est faite, il est intéressant d'examiner l'évolution des coefficients dans le temps. Si un changement important est observé dans l'évolution des coefficients, on peut penser que le moment de changement est susceptible d'être caractérisé par un changement structurel. Dans cette étude, les équations de mesure seront repré-

sentés par les différentes équations de la PNCTI décrites plus haut. C'est spécialement l'évolution des coefficients rattachés aux taux d'intérêt allemands qui sera intéressante.

III. DONNÉES UTILISÉES

Avant d'expliquer en détails l'ensemble de la démarche suivie, il est important de spécifier les variables utilisées tout au long de cette étude. Les taux d'intérêt utilisés représentent les taux de rendements obligataires à 10 ans, en fréquence journalière. Le choix d'un taux d'intérêt à plus long terme s'est essentiellement basé sur le fait qu'un taux d'intérêt à court terme (à 3 mois par exemple) sera beaucoup plus volatil que celui à long terme (à 10 ans par exemple). Or, cette volatilité n'est pas nécessairement la bienvenue, car elle ne reflète souvent que certains facteurs à court terme qui sont plus ou moins pertinents dans le cadre de cette analyse. En effet, on veut plutôt avoir une série de taux d'intérêt qui offre une meilleure représentation des fondamentaux des pays examinés. Trois pays seront analysés dans ce rapport, soit l'Allemagne, la France (pays faisant partie de l'UÉM avec l'Allemagne) et le Royaume-Uni. Ce dernier pays ne fait pas partie de l'UÉM, il sera donc intéressant d'examiner le comportement des taux d'intérêt de ce pays avec ceux des pays membres. Notons également que ce sont les taux d'intérêt allemands qui servent de référence. Ainsi, lorsque l'analyse portera sur un écart de taux d'intérêt, il s'agira de l'écart entre les taux d'intérêt d'un pays quelconque et ceux de l'Allemagne. Pour ce qui est de l'inflation, étant donné que ce sont des données mensuelles et que l'analyse se fait en fréquence journalière, les données sont considérées constantes à l'intérieur d'un même mois. Ainsi, il n'y a pas d'interpolation ou de moyenne utilisées pour lisser l'inflation. Pour ce qui est des données sur le taux de change, on utilise également l'Allemagne comme pays de référence, ce qui implique que

tous les taux de change sont exprimés comme étant le nombre d'unités de monnaie nationales par Deutsche Mark.

La période échantionnale est très importante à déterminer. Premièrement, elle doit débiter à un moment qui permet d'avoir un bon nombre d'observations couvrant la période qui précède le début de la première phase de l'intégration monétaire. Ainsi, la période échantionnale utilisée débute le 1^{er} avril 1986, ce qui représente un peu plus que 4 ans. Deuxièmement, elle doit se terminer à un moment où on doit avoir un nombre respectable de données après la création de l'euro. Ainsi, la période échantionnale se termine le 30 juin 2000, ce qui correspond à 1 an et demi de données (391 observations) après le 1^{er} janvier 1999. Il y en en tout 3719 observations. Notons finalement que les données proviennent de Datastream.

D. RÉSULTATS

Avant de présenter les résultats empiriques, il faut spécifier quelques petits détails sur les graphiques présentés en annexe. Tous les graphiques sont divisés en 4 parties, à l'aide de trois dates importantes, soit le 1^{er} juillet 1990 (début de la première phase de l'intégration monétaire), le 1^{er} janvier 1994 (début de la deuxième phase) et le 1^{er} janvier 1999 (création de la monnaie unique). Ceci permet de mieux se situer dans le temps lorsque l'on examine les graphiques.

I. EXAMEN DES DONNÉES

Les Annexes F.1 et F.2 illustrent les variables qui sont utilisées dans ce rapport de recherches. Le premier graphique de cette annexe montre bien les mouvements communs à moyen et long terme des taux d'intérêt nominaux européens. On pourrait penser aux yeux de ce graphique qu'il est fort probable qu'il y ait une relation de cointégration entre ces séries. Par contre, en examinant le troisième graphique de cette page, on note que les écarts entre les taux d'intérêt de la France et du Royaume-Uni avec l'Allemagne se sont grandement rétrécis. Ceci pourrait faire en sorte que les tests de cointégration n'indiquent pas de relation de cointégration, car les séries des écarts de taux d'intérêt ne semblent pas stationnaires. Le troisième graphique illustre également bien le processus de convergence des taux d'intérêt en ce qui concerne la France durant la première et la deuxième phase de l'intégration monétaire. On note en effet que depuis mai 1996 environ, les taux d'intérêt de la France et de l'Allemagne sont très semblables. En ce qui concerne le Royaume-Uni, il semble y avoir une certaine

convergence également. Cependant, c'est tout récemment que les taux du Royaume-Uni ont rejoint ceux de l'Allemagne. Cette convergence semble avoir débutée vers 1997, ce qui correspond au moment où la Banque d'Angleterre a obtenu son indépendance face au gouvernement. Il ne faut donc probablement pas associer cette convergence à un phénomène « européen », mais plutôt à une meilleure crédibilité de la Banque d'Angleterre en terme de politique monétaire depuis cet événement.

Il est intéressant de constater également que les grands changements de tendance semblent se produire sensiblement aux mêmes moments que les changements de phases d'intégration monétaire. Par contre, lorsque l'on examine les taux d'intérêt réels, les liens sont moins évidents entre les trois pays examinés. On note toutefois une très forte convergence des taux d'intérêt réels entre la France et l'Allemagne depuis la création de l'euro (et même un peu avant).

Finalement, les trois graphiques de l'Annexe F.2 illustrent les taux d'inflation de ces trois pays, de même que les taux de change nominaux et réels. On remarque essentiellement dans ces graphiques la forte convergence de l'inflation allemande et française (ce qui explique, avec la convergence des taux d'intérêt nominaux, la forte convergence des taux d'intérêt réels) et la forte stabilité du taux de change entre ces deux pays lors des deux années précédant la création de l'euro.

II. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Les graphiques de l'Annexe F.3 illustrent l'évolution de quelques statistiques descriptives dans le temps. Ces statistiques ont été calculées de façons glissantes sur

une période de 250 jours, soit environ 1 an. Les deux premiers graphiques de cette annexe nous montrent que les écarts-types des écarts de taux d'intérêt avec l'Allemagne sont plus élevés pour le Royaume-Uni que pour la France, que ce soit en terme nominal ou réel, ce qui n'est pas très étonnant. Ceci illustre bien la plus grande convergence des politiques monétaires entre la France et l'Allemagne alors que le Royaume-Uni reste plus à l'écart de ce processus (même si les écarts-types des écarts entre le Royaume-Uni et l'Allemagne ont également diminué tout au long des années 1990). On remarque également qu'en plus d'être plus bas qu'entre le Royaume-Uni et l'Allemagne, les écarts-types des écarts de taux d'intérêt nominaux entre la France et l'Allemagne sont très stables, spécialement depuis le milieu environ de la deuxième phase (soit environ depuis le début de 1997).

Les graphiques du milieu de l'Annexe F.3 illustrent l'évolution du premier coefficient d'autocorrélation des écarts de taux d'intérêt par rapport à l'Allemagne. Clairement, on remarque la très forte baisse du premier coefficient d'autocorrélation pour la France. On voit également que le coefficient d'autocorrélation de l'écart, en terme nominal, entre les taux d'intérêt français et allemands est beaucoup plus volatile à partir de la deuxième phase et est presque toujours en baisse depuis le milieu de cette phase. Il est en baisse marquée spécialement depuis le début de 1997. En terme réel, la baisse marquée ne se produit qu'au moment de la création de l'euro.

Finalement, les deux derniers graphiques de cette annexe illustrent le premier coefficient d'autocorrélation des premières différences des écarts de taux d'intérêt. On remarque premièrement sur ces deux graphiques la baisse assez forte de ce coefficient

d'autocorrélation pour la France au début de la deuxième phase. On note également la tendance à la baisse pour les deux pays de ce coefficient (en terme nominal et réel).

Bref, en examinant ces graphiques qui illustrent quelques statistiques descriptives glissantes sur 250 jours, on peut remarquer que le changement de comportement des taux d'intérêt n'a pas lieu le 1^{er} janvier 1999 au moment de la création de l'UÉM, mais plutôt quelque part entre le début de la deuxième phase et la création de l'UÉM. Les prochains tests et prochaines estimations tenteront de déterminer à quel moment ce changement structurel a pu avoir lieu et s'il est significatif.

III. PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT

Après avoir analysé la série des écarts des taux d'intérêt européens, il est intéressant de passer à un modèle un peu plus complet, c'est-à-dire la parité non-couverte des taux d'intérêt. Cette section est donc divisée en trois parties. La première consiste à examiner les résultats des modèles espace-état avec des coefficients fluctuant dans le temps, la deuxième examine le test de changements structurels de Hansen lorsque ce dernier n'est pas identifié de façon exogène en utilisant les FM-OLS et la dernière partie consiste à examiner les coefficients de la PNCTI de façon glissante, toujours dans le cadre des FM-OLS. Notons que pour chacune de ces parties, un examen des 4 représentations de la PNCTI décrites dans la section C.I.2 sera présenté, c'est-à-dire les équations (4), (8), (14), et (15). De plus, en ce qui concerne la France, les estimations qui incluent le taux de change nominal seront faites deux fois, c'est-à-dire une estimation en incluant l'ensemble de l'échantillon pour le taux de change et une autre incluant le taux de change contraint à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999, dans le but

d'éviter le problème de multicollinéarité (voir la section D.III.2 pour la justification du choix du 1^{er} janvier 1999 comme début de la contrainte).

1. PNCTI DANS LE CADRE DES MODÈLES ESPACE-ÉTAT

Les résultats d'estimation des modèles espace-état sont présentés dans les Annexes G.1 à G.5 pour ce qui est de la France et dans les Annexes G.6 à G.9 en ce qui concerne le Royaume-Uni, alors que les graphiques illustrant l'évolution des coefficients sont présentés dans les Annexes F.4 à F-8 pour la France et dans les Annexes F.9 à F.12 pour le Royaume-Uni.

Dans un premier temps, examinons l'évolution des deux paramètres de la parité des taux d'intérêt simplifiée, telle que définie par l'équation (4). En ce qui concerne la France (voir l'Annexe F.4), on remarque que les deux paramètres (la constante et le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands) sont très stables depuis le début de la deuxième phase. La constante est très près de 0, alors que le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands est très près de 1. Ceci illustre bien la notion de convergence des taux d'intérêt nominaux entre ces deux pays et ce depuis le début de la deuxième phase. En ce qui concerne le Royaume-Uni (voir l'Annexe F.9), on note une baisse de la constante, mais elle n'est pas près de 0. De plus, le coefficient devant les taux d'intérêt allemands n'est pas proche de 1, même s'il est très constant depuis le début de la première phase. Bref, on n'observe pas le même phénomène de convergence (constante à 0 et coefficient devant les taux allemands près de 1) pour le Royaume-Uni.

Passons maintenant à l'examen des coefficients de la parité non-couverte des taux d'intérêt, c'est-à-dire à l'équation (8). Les coefficients sont illustrés aux Annexes F.5 et F.6 pour la France et à l'Annexe F.10 pour le Royaume-Uni. Pour ce qui est de la France lorsque l'on ne contraint pas le taux de change à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999, on note que tous les paramètres sont très constants depuis le début de la première phase. La constante est très près de 0, alors que le coefficient rattaché aux taux de change n'est pas significativement différents de 0. Le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands est de son côté stable à environ 0.6. Il n'est donc pas près de 1 comme le prévoit la PNCTI. Bref, il ne semble pas y avoir de changements structurels à l'égard de ces graphiques dans la PNCTI, car les coefficients sont très stables dans le temps. Les mêmes résultats sont essentiellement observés lorsque l'on contraint le taux de change à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999. Cependant, la contrainte fait en sorte que le coefficient relié aux taux d'intérêt allemands devient plus volatile. Bref, la reparamétrisation a également affecté ce coefficient, et non pas seulement la constante. Pour ce qui est du Royaume-Uni, on note également que le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands est très stable, à environ 0.5 dans ce cas-ci. La constante et le coefficient relié au taux de change sont par contre un peu plus instables. On note particulièrement une baisse continue de la constante depuis le milieu de la 1^{ère} phase.

Les graphiques de l'Annexe F.7 illustrent les coefficients de la PNCTI en terme réel pour la France en contraignant les coefficients associés aux taux d'inflation domestiques et étrangers à 1 et -1, comme définie par l'équation (14). On note dans un premier temps que la constante n'est pas significativement différente de 0 sur presque toute la période échantionnale. Le coefficient associé aux taux de change est quant à lui plutôt stable depuis la toute fin de la première phase. Pour ce qui est du coefficient

associé aux taux d'intérêt réels allemands, on note qu'il est très instable. Bref, il serait possible selon cette approche qu'il y ait présence de changements structurels, mais il est très difficile à la vue de ces graphiques de déterminer à quel moment. Le test de Hansen pourra nous en dire un peu plus. Dans le cas du Royaume-Uni (voir l'Annexe F.11), on note essentiellement un changement de tendance dans l'évolution des coefficients un peu après le milieu de la première phase. Il se pourrait donc qu'il y ait un changement structurel à ce moment, ce qui correspond environ au début de l'année 1993, soit tout près du dévoilement de la composition de l'écu (le 1^{er} janvier 1993).

Finalement, les Annexes F.8 (France) et F.12 (Royaume-Uni) illustrent l'évolution des coefficients du modèle espace-état de l'équation (15), soit de la PNCTI en terme réel. Pour les deux pays, on note un comportement semblable des coefficients, spécialement en ce qui concerne le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands. On note une forte hausse de ce dernier tout juste avant la création de l'euro (environ 6 mois avant). Bref, un changement structurel serait envisageable dans cette version de la PNCTI en terme réel à l'approche du 1^{er} janvier 1999. Les coefficients sont par contre très stables avant ce moment.

Bref, il n'est pas du tout évident, en se basant sur les résultats des quatre versions de la PNCTI dans le cadre des modèles espace-état avec coefficients fluctuant dans le temps, de déterminer s'il y a eu des changements structurels, à l'exception du mouvement assez brutal remarqué juste avant la création de l'euro dans la 4^e version de la PNCTI (celle en terme réel). On retient par contre un certain phénomène de convergence dans le cas de la France et de l'Allemagne, spécialement depuis le début de la deuxième phase. Finalement, on note aussi un certain changement de

comportement dans les liens entre le Royaume-Uni et l'Allemagne au milieu de la 1^{ère} phase.

2. PNCTI ESTIMÉE PAR LES FM-OLS

Cette section présente les résultats d'estimation de la PNCTI en utilisant les FM-OLS, de même que les résultats des tests de Hansen sur la stabilité des coefficients dans le cadre des relations de cointégration. Tout comme à la section précédente, les quatre représentations de la PNCTI seront examinées. De plus, la version incluant le taux de change nominal entre la France et l'Allemagne est estimée deux fois, c'est-à-dire avec et sans la contrainte sur le taux de change. Par contre, avant d'examiner ces résultats, il est important d'expliquer pourquoi on impose le taux de change France-Allemagne à 0 après le 1^{er} janvier 1999. La raison théorique est qu'il y a un problème de multicollinéarité entre la constante et le taux de change France-Allemagne depuis l'union monétaire. Par contre, comme ce taux de change était assez peu volatile avant cette date, il peut être intéressant d'examiner la possibilité de le contraindre à 0 avant le 1^{er} janvier 1999. Pour ce faire, il suffit d'examiner le déterminant de la matrice M_{nn} , qui découle des FM-OLS⁴, car on doit l'inverser pour calculer la statistique F_{nt} (qui elle permet d'exécuter le test de Hansen sur la stabilité des coefficients dans une relation de cointégration). Si le déterminant devient nul, il est impossible d'inverser la matrice. En examinant le déterminant, on peut donc déterminer le moment où l'on doit imposer le taux de change égal à 0. On trouve effectivement que le déterminant de M_{nn} devient nulle exactement au moment de la création de l'euro, justifiant l'imposition à 0 du taux de

⁴ Voir l'article de Phillips et Hansen (1990) ou celui de Hansen (1992) pour les explications concernant l'origine de la matrice M_{nn} .

change France-Allemagne à partir de ce moment (voir le graphique de l'Annexe F.26). Il n'est toutefois pas surprenant que ce déterminant ne soit pas nul avant le 1^{er} janvier 1999, car le taux de change France-Allemagne fluctuait continuellement (autour d'une certaine valeur d'équilibre, mais fluctuait quand même). Cette volatilité, quoiqu'assez faible, est tout de même suffisante pour garantir que le déterminant de la matrice M_{nn} ne soit pas nul. On peut le voir assez clairement sur le 2^e graphique de l'Annexe F.2 que le taux de change fluctuait dans les derniers mois de la 2^e phase.

a. Parité des taux d'intérêt simplifiée

Examinons dans un premier temps les résultats concernant la première représentation de la PNCTI, soit la parité des taux d'intérêt simplifiée, telle que définie par l'équation (4). Dans le cas de la France (voir Annexe G.10), le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands est de 1.4455, avec un écart-type de 0.2509, ce qui implique qu'il est significativement de 0. Il s'agit à première vue d'une valeur assez élevée, mais il n'est tout de même pas significativement différent de 1, c'est-à-dire de sa valeur théorique selon la parité des taux d'intérêt. Pour ce qui est de la constante, elle n'est pas significativement différente de 0. Le test de Hansen pour déterminer si les paramètres de cette équation sont stables dans le temps est donné par la statistique SupF dans le tableau de l'Annexe G.10. Rappelons que SupF représente la valeur maximale atteinte par la statistique F_{nt} . On peut voir l'évolution de la statistique F de cette estimation dans le premier graphique de l'Annexe F.22. La valeur de SupF est de 9.0284 avec une p-value supérieure ou égale à 0.20, ce qui implique qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de la stabilité des coefficients dans le cas de la parité des taux d'intérêt simplifiée pour la France. On voit également sur le premier graphique de l'Annexe F.22 que ce point se situe avant le début de la première phase. On note une

baisse marquée de cette statistique juste avant le début de la première phase et une montée assez forte depuis la création de l'euro, mais ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle. Finalement, les résidus de cette estimation par FM-OLS sont présentés dans le premier graphique de l'Annexe F.25.

Pour ce qui est du Royaume-Uni (voir l'Annexe G.15), les résultats sont sensiblement les mêmes. La constante n'est pas significativement différente de 0. Le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands est de son côté relativement élevé à 1.6046 avec un écart-type de 0.2589. Ce coefficient ne semble donc pas près de 1 (sa valeur théorique), étant donné que 1 est plus faible que 1.6046 moins deux fois l'écart-type du coefficient. La statistique SupF est aussi plutôt faible à 10.9614, avec une p-value de 0.1073, ce qui implique qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de la stabilité des coefficients. L'évolution de la statistique F est illustrée dans le premier graphique de l'Annexe F.24. Elle est très semblable à celle de la France.

b. PNCTI

Les résultats d'estimation de la deuxième représentation de la PNCTI pour la France telle que définie par l'équation (8), sont présentés dans les tableaux des Annexes G.11 et G.12, de même que les résultats des tests de Hansen. Dans ces deux cas, l'intervalle dans lequel on calcule F_{nt} ne comprend pas les données après le 1^{er} janvier 1999. Dans le premier cas, c'est en raison de la non-inversibilité de la matrice M_{nn} (qui permet de construire F_{nt}) à partir de cette date. Dans le deuxième cas, c'est en raison du fait que F_{nt} devient extrêmement élevé à partir du 1^{er} janvier 1999, soit au moment de la reparamétrisation, c'est-à-dire de l'imposition à 0 du taux de change.

Ainsi, la reparamétrisation affecte énormément les résultats des test de Hansen dans ce cas-ci.

Le tableau de l'Annexe G.11 présente les résultats dans le cas où on ne contraint pas le taux de change. La constante et le coefficient associé aux taux de change ne sont pas significativement différents de 0. Le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands est de 1.3509 avec un écart-type de 0.2679, ce qui implique qu'il n'est pas significativement différent de 1. Bref, la PNCTI semble tenir selon ces résultats. La statistique SupF nous indique par contre qu'il y aurait présence d'un changement structurel, car sa valeur est élevée à 79.8904, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle. En examinant le deuxième graphique de l'Annexe F.22, on voit clairement la montée fulgurante de la statistique F_{nt} en approchant du 1^{er} janvier 1999. Ce problème est la conséquence de la multicollinéarité entre la constante et le taux de change, ce qui explique pourquoi on tente de régler ce problème en imposant le taux de change à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999.

Dans le cas où on contraint le taux de change à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999, les résultats d'estimation sont sensiblement les mêmes, à l'exception que le coefficient relié aux taux d'intérêt allemands est un peu plus faible (voir l'Annexe G.12). On note par contre que la statistique F_{nt} est très élevée tout au long de la période échantionnale (voir le troisième graphique de l'Annexe F.22). La statistique SupF permet ainsi de rejeter l'hypothèse nulle, il y aurait donc présence d'un changement structurel. La valeur maximale de F_{nt} est atteinte tout juste avant le 1^{er} janvier 1999.

Pour ce qui est du Royaume-Uni, les résultats d'estimation sont également sensiblement les mêmes (voir l'Annexe G.16). Par contre, la statistique SupF est très faible à 8.5557 et une p-value plus grande ou égale à 0.20, ce qui ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle. Bref, il n'y aurait pas de changement structurel.

c. PNCTI en terme réel avec contrainte sur les taux d'inflation

Examinons maintenant les résultats concernant la troisième relation examinée, soit la PNCTI en terme réel avec contraintes sur les coefficients reliés aux taux d'inflation domestique et étranger (voir l'équation 14). Les résultats d'estimation pour la France sont donnés dans l'Annexe G.13. On note que tous les paramètres estimés ne sont pas significativement différents de 0. La statistique SupF nous indique également qu'il n'y a pas de changement structurel dans cette relation, car la p-value de cette statistique est plus grande ou égale à 0.20. Bref, cette représentation ne nous donne pas beaucoup d'information sur les liens entre les taux d'intérêt français et allemands.

En ce qui concerne le Royaume-Uni, on n'en apprend pas beaucoup plus. En effet, le coefficient relié aux taux d'intérêt réels allemands n'est pas significativement différent de 0. De plus, la statistique SupF ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle, ce qui implique qu'il n'y a pas de changement structurel.

d. PNCTI en terme réel

Finalement, il ne reste plus qu'à analyser la quatrième version de la PNCTI, soit la PNCTI en terme réel (équation 15). C'est avec cette version que les résultats seront les plus concluants. Débutons dans le cas de la France, dont les résultats d'estimation sont

présentés à l'Annexe G.14. On note dans un premier temps que la constante et le coefficient relié aux taux de change réels ne sont pas significativement différents de 0. Le coefficient relié aux taux d'intérêt allemands est de 0.7440 avec un écart-type de 0.2066. Bref, il est significativement différent de 0, mais pas différent de 1 (qui est la valeur théorique selon la PNCTI en terme réel). Les coefficients reliés aux taux d'inflation sont significativement différents de 0. Celui relié aux taux d'inflation français n'est de plus pas significativement différent de sa valeur théorique de 1, alors que celui relié aux taux d'inflation allemands est significativement différent de sa valeur théorique de -1 (à -0.3432 et un écart-type de 0.1250). Bref, la PNCTI en terme réel semble tenir assez fortement. La statistique SupF ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle à 5%, avec une valeur de 17.3257 et une p-value de 0.0918. Elle le permet par contre à 10%. Le maximum de F_{nt} (nommé SupF) se produit quelques mois après la création de l'euro (voir le 5^e graphique de l'Annexe F.22). On note que la montée de F_{nt} débute dans les mois précédant la création de l'euro. Bref, certains pourraient croire à un changement structurel au moment de la création de l'euro, même si SupF ne nous permet pas de rejeter H_0 à 5%.

Les résultats d'estimation de la PNCTI en terme réel pour le Royaume-Uni (Annexe G.18) sont sensiblement les mêmes que ceux pour la France, à l'exception que le coefficient relié aux taux d'inflation domestique (britannique) n'est pas significativement différent de 0. Par contre, la statistique SupF permet de rejeter H_0 fortement, sa valeur étant de 28.0583 et une p-value inférieure ou égale à 0.01. Il y aurait donc présence d'un changement structurel, qui peut être identifié à l'aide du 4^e graphique de l'annexe F.23. On voit sur ce graphique que SupF se produit environ au tiers de la 2^e phase (durant l'année 1995). On note également que F_{nt} est très élevé

(presque aussi élevé qu'au moment où survient SupF) exactement au début de la 2^e phase. Bref, ces deux moments pourraient être caractérisés par un changement structurel.

Il peut être quelque peu surprenant de ne pas trouver de changements structurels à l'aide des tests de Hansen dans le cas de la PNCTI pour la France, alors qu'il semble y en avoir dans le cas de la PNCTI pour le Royaume-Uni (en tout cas, les changements structurels semblent beaucoup plus subtils en ce qui concerne la France). On aurait pu penser que le fait que la France et l'Allemagne changent leur politique monétaire ait un impact sur la PNCTI entre ces deux pays, alors qu'il n'y avait pas de raison qu'elle change dans le cas de la relation entre le Royaume-Uni et l'Allemagne (à l'exception peut-être de l'indépendance de la Banque d'Angleterre en 1997). D'un autre côté, on peut justifier les résultats des tests de Hansen en disant que la France et l'Allemagne projetaient depuis longtemps de créer une union monétaire alors que le Royaume-Uni s'en est tenu éloigné, ce qui résulte en une plus grande stabilité de la relation entre les taux d'intérêt français et allemands et une plus grande instabilité de cette relation entre le Royaume-Uni et l'Allemagne. On peut traduire cette dernière phrase en disant qu'il est plus probable qu'il y ait présence de changements structurels dans la PNCTI entre le Royaume-Uni et l'Allemagne.

3. LA PNCTI « GLISSANTE »

Cette section a comme objectif d'examiner directement l'évolution des coefficients de la PNCTI (pour les 4 représentations examinées dans ce rapport) en l'estimant par les FM-OLS, de façon glissante sur une période 1000 jours. Le choix de 1000 jours est

bien entendu arbitraire. Il s'agit d'une période échantionnale d'environ 4 ans, ce qui semble être un bon compromis entre le fait de choisir une période échantionnale plus courte qui produirait probablement des coefficients assez volatiles, et une période plus longue qui ferait en sorte qu'on n'aurait pas beaucoup de points dans les séries des coefficients pour tirer des conclusions intéressantes.

Les graphiques de l'Annexe F.13 illustrent la parité des taux d'intérêt simplifiée telle que définie par l'équation (4) pour la France. On note une certaine stabilisation de la constante et du coefficient associé aux taux d'intérêt allemands à partir du début de la deuxième phase. On remarque même que le coefficient associé aux taux allemands n'est même pas significativement différent de 0 avant le milieu de la première phase. Finalement, on note un rétrécissement de l'intervalle de plus ou moins deux fois l'écart-type de ce coefficient à partir du 1^{er} janvier 1999 et une convergence vers 1 de sa valeur, qui est sa valeur théorique si la PNCTI tient. Bref, deux moments semblent pouvoir être caractérisés par un changement de comportement de l'équation (4), soit le début de la deuxième phase et la date de création de l'UÉM. Pour ce qui est du Royaume-Uni (voir les graphiques de l'Annexe F.18), on note également une certaine stabilisation des coefficients un peu avant le début de la deuxième phase. Par contre, on observe un léger agrandissement de l'intervalle de plus ou moins deux fois l'écart-type pour la constante et le coefficient associé aux taux allemands depuis le 1^{er} janvier 1999, contrairement à la France où il y a un rétrécissement important et une convergence vers 1 de ce dernier coefficient.

Les graphiques des Annexes F.14 et F.15 illustrent l'évolution des coefficients de la 2^e version de la PNCTI (équation 8). L'Annexe 14 illustre le cas où on ne contraint

pas le taux de change à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999. On remarque essentiellement que les écart-types deviennent relativement petit depuis le début de la 2^e phase. Le coefficient relié aux taux d'intérêt allemands semble à partir de ce moment fluctuer autour de sa valeur théorique qui est de 1. Lorsque l'on contraint le taux de change à 0 à partir du 1^{er} janvier 1999, cela provoque que la constante et le coefficient relié aux taux de change deviennent nulle et le coefficient relié aux taux d'intérêt allemands augmente un peu, mais reste autour de 1, sa valeur théorique. Pour ce qui est du Royaume-Uni (voir l'Annexe 19), on note également une forte stabilisation des coefficients à partir du début de la 2^e phase. Le coefficient relié aux taux d'intérêt allemands semble aussi être très près de sa valeur théorique (qui est de 1). Bref, que ce soit pour la France ou le Royaume-Uni, un changement structurel serait possible au début de la 2^e phase aux vues des graphiques que l'on vient de voir.

Les graphiques de l'Annexe F.16 illustre la 3^e relation examinée dans ce rapport (équation 14) pour la France. On note que les coefficients sont plutôt volatiles, mais ne sont pas très souvent significativement différents de 0. Ainsi, cette version de la PNCTI n'offre pas des résultats intéressants ou concluants. Les mêmes observations peuvent être faites dans le cas du Royaume-Uni (voir l'Annexe F-20), à l'exception que le coefficient relié aux taux d'intérêt allemands devient significativement différent de 0 environ au deux tiers de la 2^e phase. Il est par contre très volatile à partir de ce moment.

Finalement, l'Annexe F.17 présente l'évolution des coefficients de l'équation 15, soit la PNCTI en terme réel, pour la France. On note en premier lieu la stabilisation des coefficients vers le début de la 2^e phase. Le coefficient relié aux taux d'intérêt allemands converge à partir de ce moment vers sa valeur théorique de 1. Par contre, les

coefficients reliés aux taux d'inflation français et allemands restent non significativement différents de 0 à partir de ce moment. Pour ce qui est du Royaume-Uni (Annexe F.21), on note une plus grande volatilité des coefficients. On voit que ces coefficients bougent beaucoup un peu avant les changements de phase. On note également un assez fort élargissement des intervalles de confiance depuis le 1^{er} janvier 1999. Bref, on observe deux changements assez importants dans l'évolution des coefficients dans le cas du Royaume-Uni, soit un peu avant la 2^e phase et le 1^{er} janvier 1999, alors que pour la France, on ne note qu'une stabilisation des coefficients à partir de la 2^e phase.

Finalement, si on regroupe l'ensemble des résultats obtenus par l'analyse des coefficients glissants des FM-OLS, on remarque essentiellement que c'est le début de la 2^e phase qui semble caractériser un changement de comportement dans les liens entre les taux d'intérêt européens analysés. On peut rajouter pour le Royaume-Uni un élargissement des intervalles de confiance dans les environs du 1^{er} janvier 1999. Bref, les liens entre les taux d'intérêt britanniques et allemands semblent moins stables que les liens entre les taux d'intérêt français et allemands.

E. CONCLUSIONS ET IMPLICATIONS

Dans un premier temps, cette étude a permis de déterminer les caractéristiques du comportement des taux d'intérêt de pays décidant de former une union monétaire. Cette étude permet de mieux comprendre comment les taux d'intérêt des pays européens ont convergé dans le cadre de l'union monétaire en Europe et de voir comment ils se comportent depuis l'intégration monétaire. Ainsi, ces résultats peuvent être utiles pour certains investisseurs ou pour certains analystes économiques dans le but de comprendre le comportement des taux d'intérêt européens. De plus, le cadre que nous offre la création de l'UÉM est idéal pour utiliser de façon empirique certains tests de changements structurels ou certaines méthodes pouvant aider à déterminer ces changements. Ce travail a donc essentiellement porté sur les estimations de la PNCTI à l'aide des FM-OLS et sur un des tests de Hansen (qui découle justement des FM-OLS) pour déterminer si les paramètres d'une relation de cointégration sont stables. Ce travail a aussi permis d'examiner si les modèles espace-états avec des paramètres qui fluctuent dans le temps pouvaient être en mesure de nous apporter plus d'informations sur ces changements structurels.

La revue de la littérature et la section sur la méthodologie auront permis de bien comprendre le cadre d'analyse qu'il fallait utiliser. On a pu remarquer que l'ensemble des autres études sur le même sujet ont spécialement travaillé sur les relations de cointégration et n'ont pas beaucoup mis d'emphasis sur les changements structurels (sauf l'étude de Fountas et Wu 1998). Ce travail a donc mis l'accent sur cette faiblesse.

On peut retenir de toute cette analyse que deux des quatre représentations nous apportent de l'information pertinente sur le comportement des taux d'intérêt européens dans le cadre de l'UÉM. Il s'agit de la parité des taux d'intérêt simplifiée, c'est-à-dire l'équation 4, et de la PNCTI en terme réel, définie par l'équation 15. Le problème de multicollinéarité entre la constante et le taux de change France-Allemagne causait des problèmes dans le cas de la deuxième représentation, c'est-à-dire la PNCTI telle que définie par l'équation (8). Pour ce qui est de la troisième représentation, c'est-à-dire la PNCTI en terme réel avec contrainte sur les paramètres associés aux taux d'inflation domestique et étrangers (l'équation 14), les coefficients n'étaient pas significativement différents de 0.

Les tests de Hansen indiquent essentiellement que la PNCTI ne semble pas être caractérisée par des changements structurels en ce qui concerne le lien entre la France et l'Allemagne, alors qu'il y en aurait dans le lien entre le Royaume-Uni et l'Allemagne. Ceci n'est pas incohérent avec la réalité dans le sens où l'union monétaire européenne a créé une plus grande stabilité des taux d'intérêt des pays susceptibles d'y participer et ce bien avant le 1^{er} janvier 1999. Le processus d'intégration monétaire a réellement pris son envol avec le rapport Delors en 1989, soit peu de temps après le début de l'échantillon utilisé dans ce travail. Selon cette explication, il n'est pas surprenant qu'il n'y ait pas de changement structurel dans la PNCTI entre la France et l'Allemagne, qu'il y ait plutôt une convergence très graduelle des taux d'intérêt entre ces deux pays. Par contre, il aurait été plausible que le processus de convergence se soit accéléré quelque part dans la deuxième phase par exemple qui aurait pu entraîner un changement structurel. Mais les tests de Hansen contredisent ce dernier argument. Pour ce qui est du Royaume-Uni, étant donné que ce pays ne voulait pas participer à cette union, il est

normal que les liens entre les taux d'intérêt anglais et allemands soient plus instables, justifiant la présence de changements structurels dans les tests de Hansen.

Si les tests de Hansen ne permettent pas de conclure à un changement structurel dans la PNCTI entre la France et l'Allemagne, l'évolution des coefficients FM-OLS de la PNCTI (spécialement les équations 4 et 15) montre des changements de comportements au début de la deuxième phase tout particulièrement. En effet, il semble que le coefficient associé aux taux d'intérêt allemands se stabilise à partir du début de la deuxième phase pour converger vers 1 au 1^{er} janvier 1999. Ces dernières observations combinées avec celles faites au paragraphe précédent porte donc à croire qu'il y a eu un changement très graduel de la PNCTI, car oui il semble y avoir eu un changement de comportement de la PNCTI, mais les test de changements structurels ne semblent pas le capter.

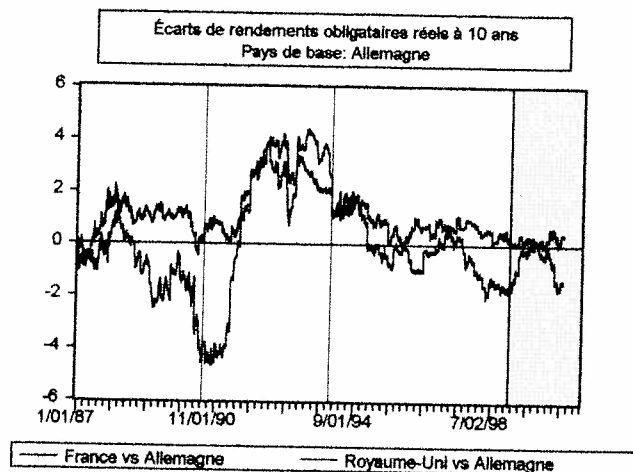
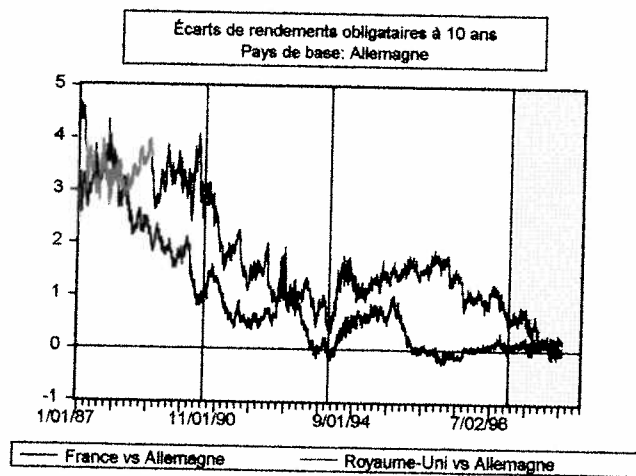
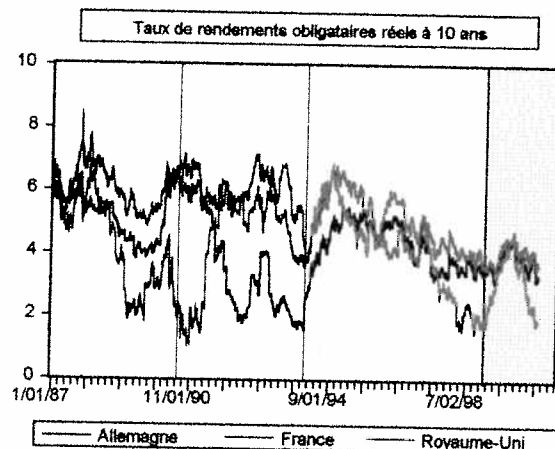
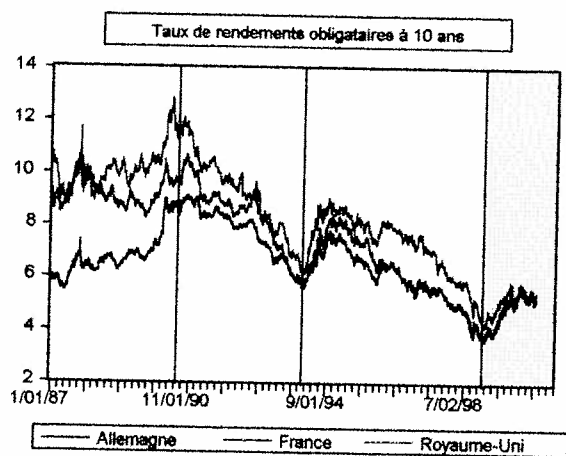
D'autres pourraient conclure que ces résultats illustrent un léger manque de puissance des tests de Hansen (1992), spécialement dans le cas où le changement structurel est très graduel. En effet, aux vues de l'analyse des statistiques descriptives et de l'évolution des coefficients des FM-OLS (analyse glissante), on pourrait croire qu'il y a un changement structurel dans la PNCTI entre la France et l'Allemagne au tout début de la 2^e phase.

Pour terminer, mentionnons qu'il serait intéressant d'appliquer les tests sur la stabilité des paramètres dans les modèles VAR cointégrés développés par Hansen et Johansen (1999). Il serait intéressant de voir si les mêmes conclusions seraient tirées de cette analyse. Une autre suggestion serait d'examiner le comportement de la PNCTI

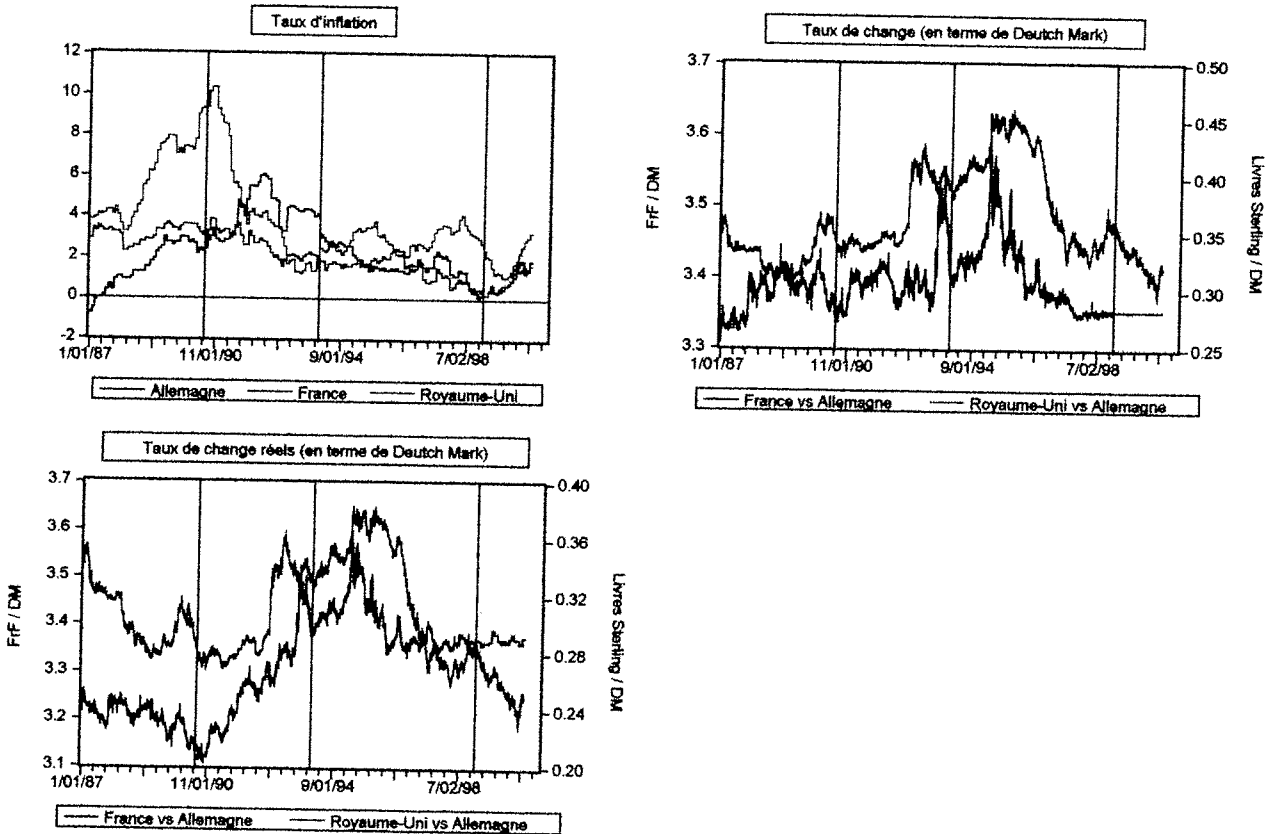
pour les petits pays membres de l'UÉM, comme l'Irlande et le Portugal. En effet, le comportement de la PNCTI entre ces pays et l'Allemagne risque d'être différent du comportement entre le France et l'Allemagne. Finalement, il serait intéressant de refaire toute l'analyse présentée dans ce travail avec des taux d'intérêt à court terme (taux à 3 mois par exemple). Étant donné la plus grande volatilité des taux courts, on peut supposer qu'il y aurait plus de chance d'obtenir des changements structurels.

F. ANNEXE GRAPHIQUE

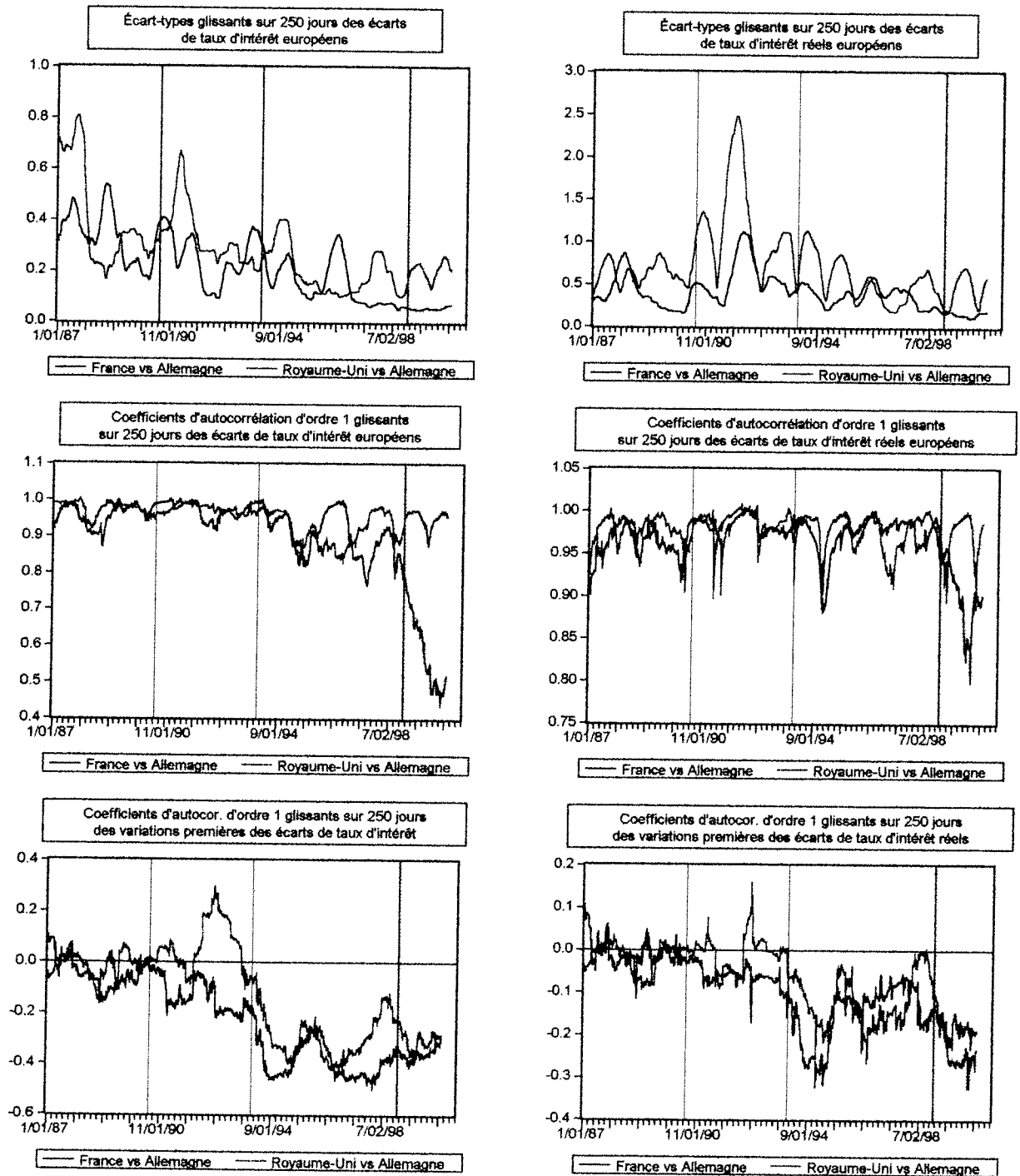
1. GRAPHIQUES DES DONNÉES UTILISÉES



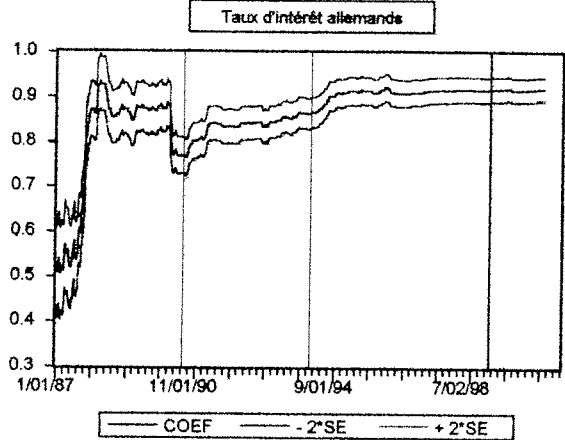
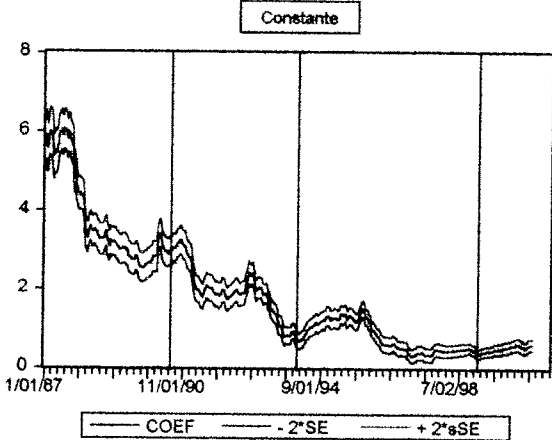
2. GRAPHIQUES DES DONNÉES UTILISÉES



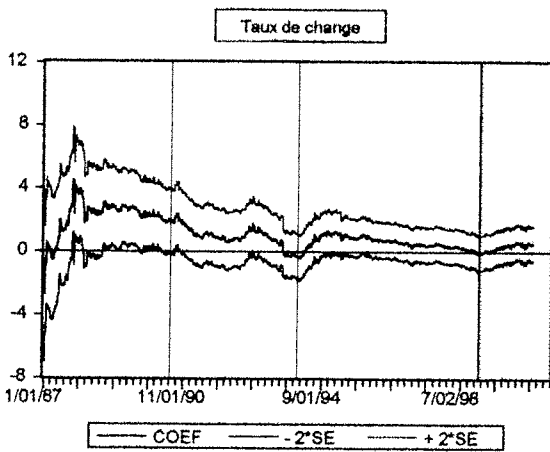
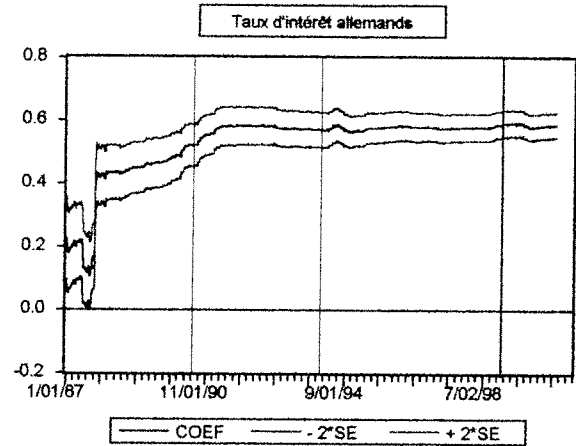
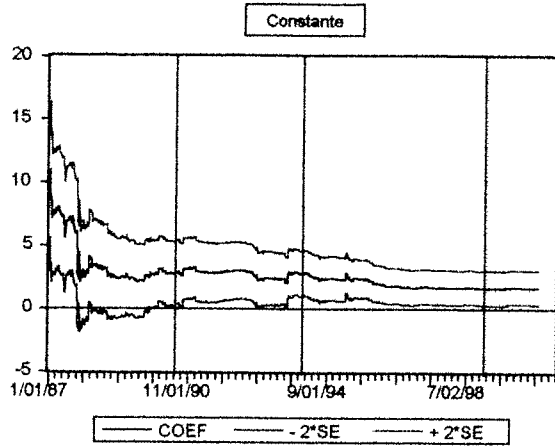
3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES GLISSANTES SUR 250 JOURS



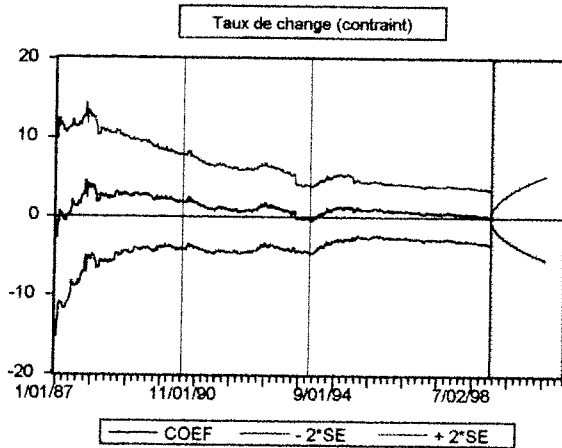
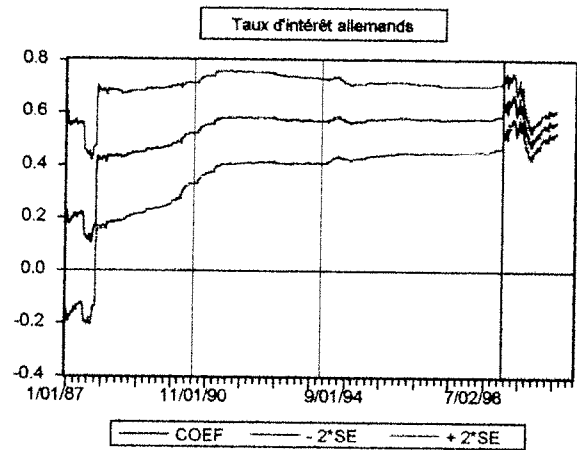
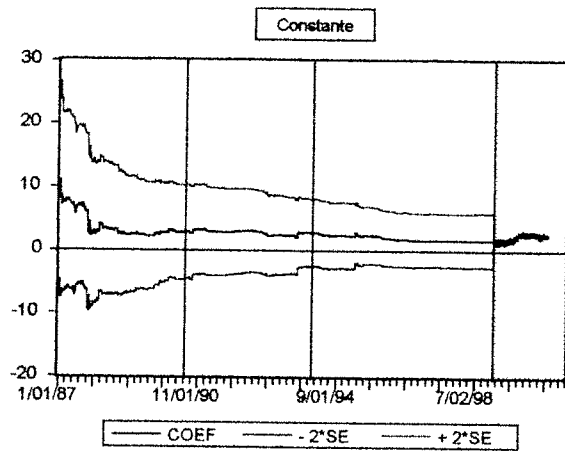
4. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SIMPLIFIÉE (FRANCE)



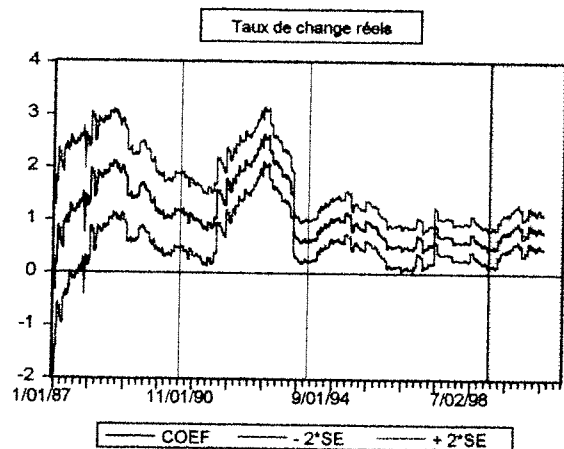
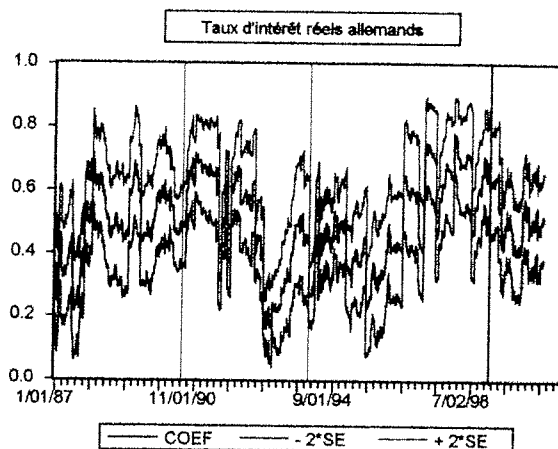
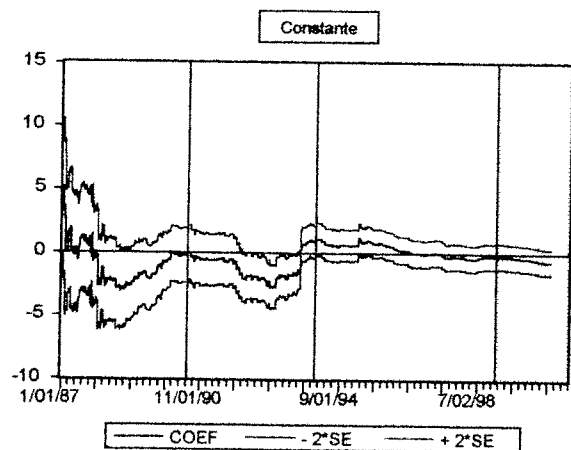
5. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI (FRANCE)



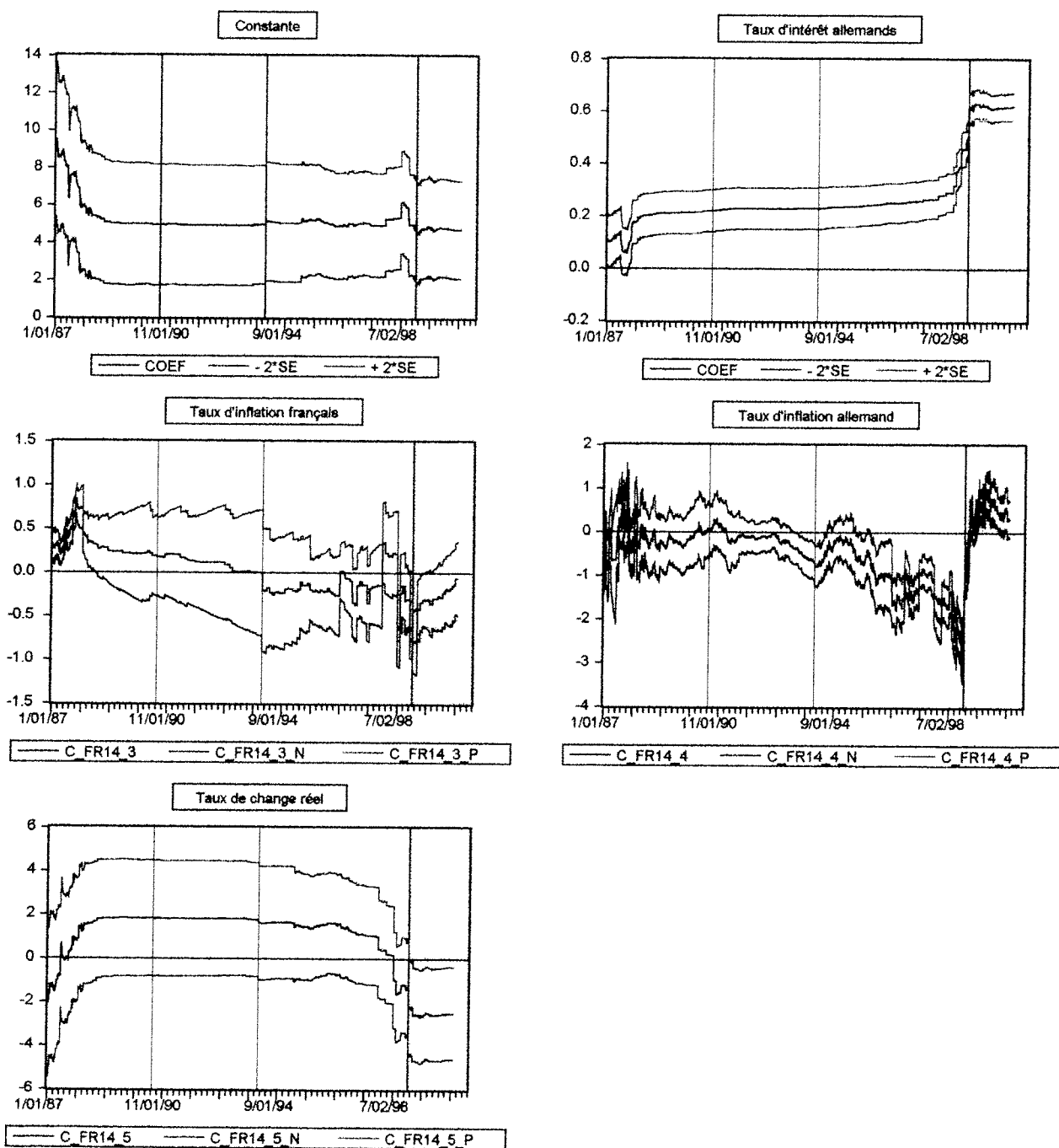
6. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI AVEC CONTRAINTE SUR LE TAUX DE CHANGE (FRANCE)



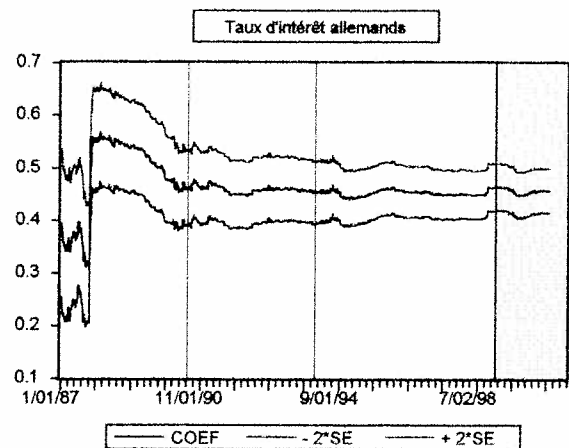
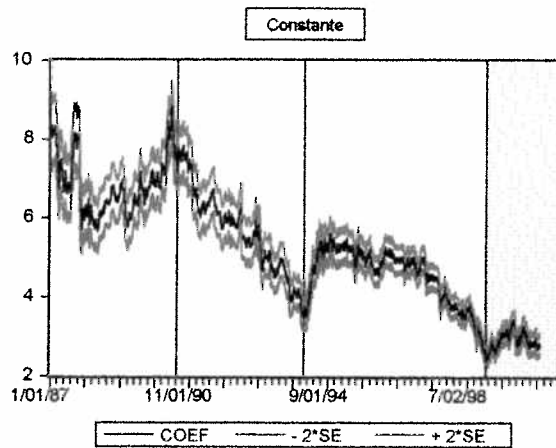
7. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI EN TERME RÉEL AVEC CONTRAINTES SUR LES TAUX D'INFLATION (FRANCE)



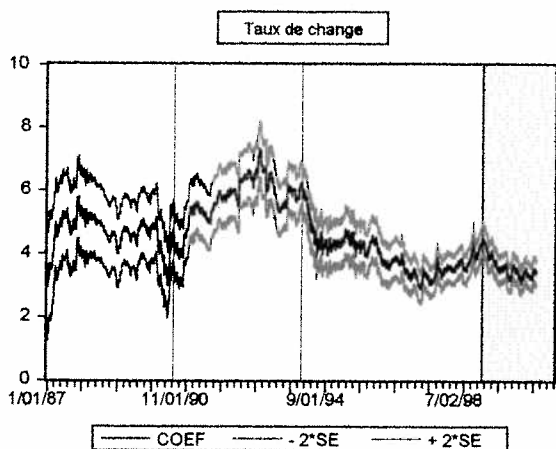
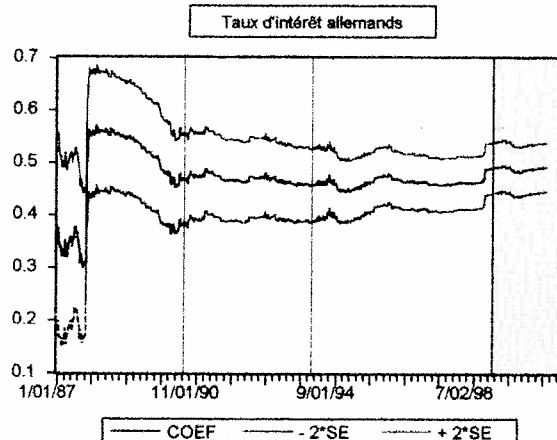
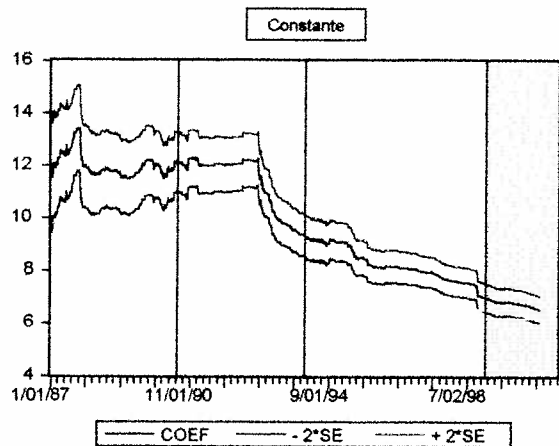
8. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI EN TERME RÉEL (FRANCE)



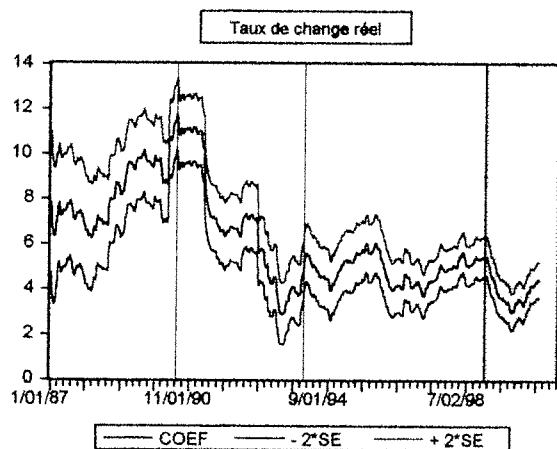
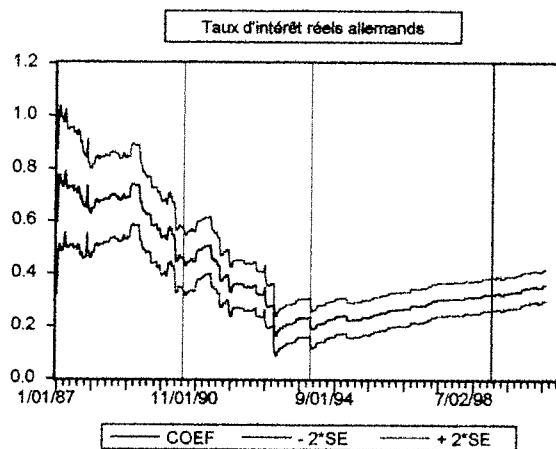
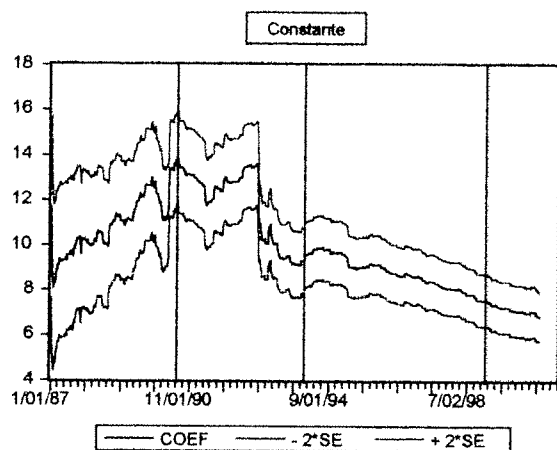
9. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SIMPLIFIÉE (ROYAUME-UNI)



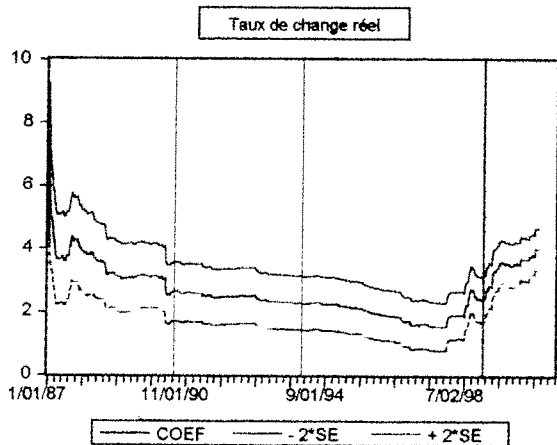
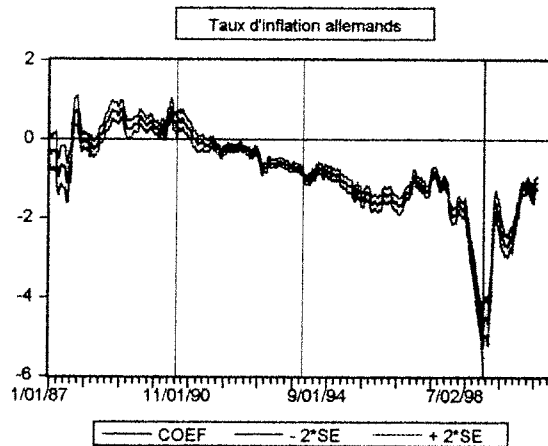
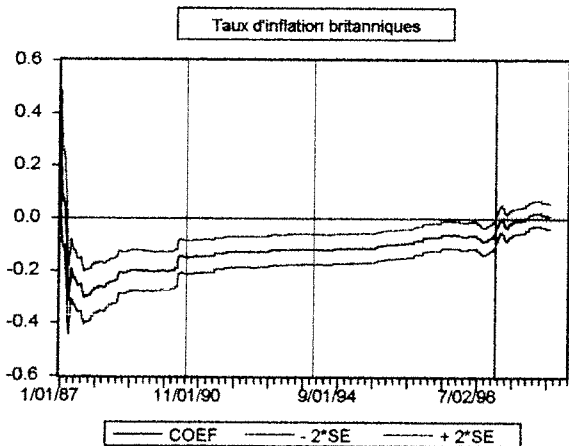
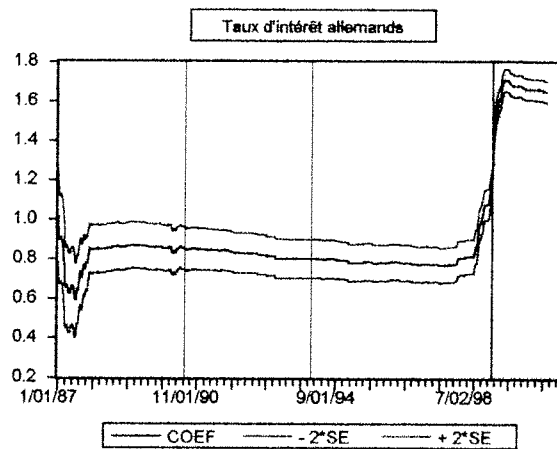
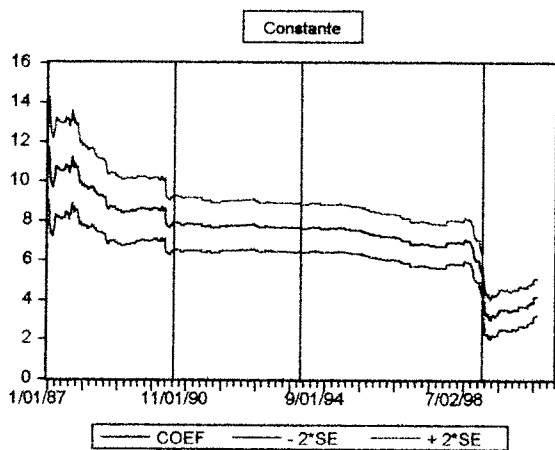
10. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI (ROYAUME-UNI)



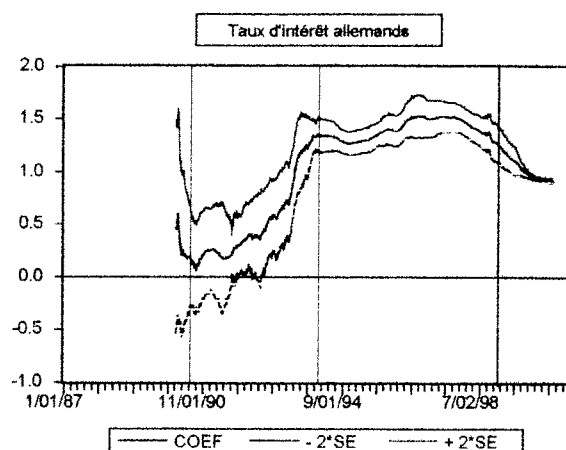
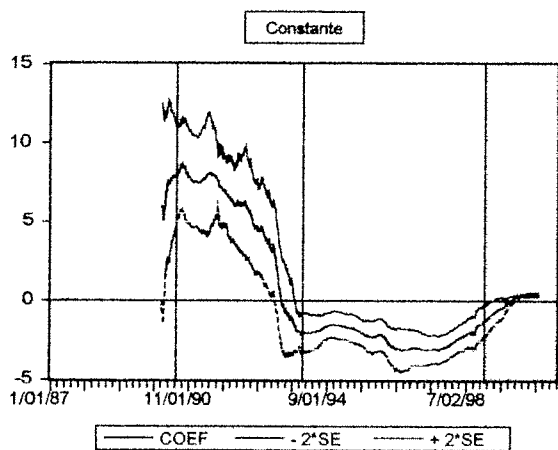
11. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI EN TERME RÉEL AVEC CONTRAINTE SUR LES TAUX D'INFLATION (ROYAUME-UNI)



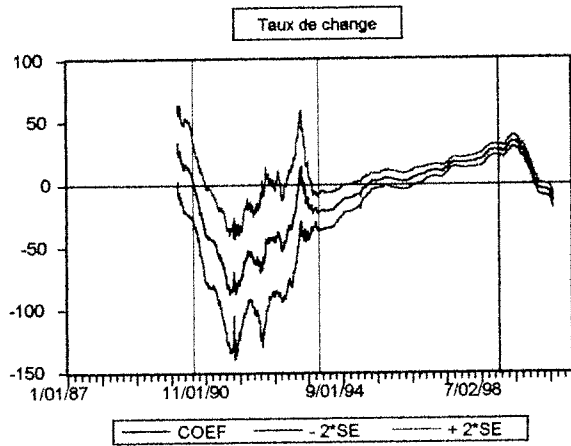
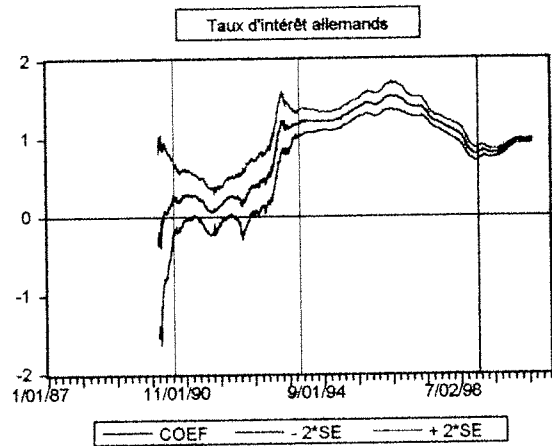
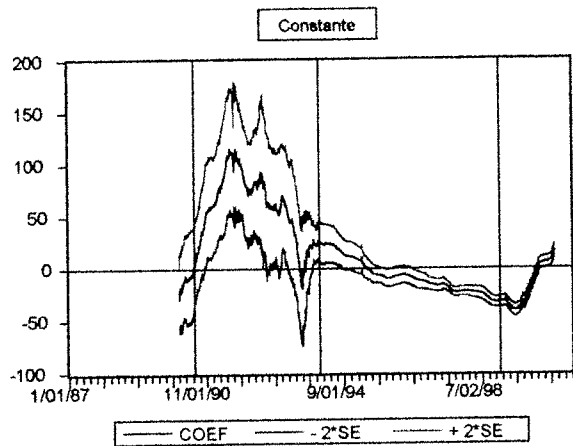
12. COEFFICIENTS DU MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI EN TERME RÉEL (ROYAUME-UNI)



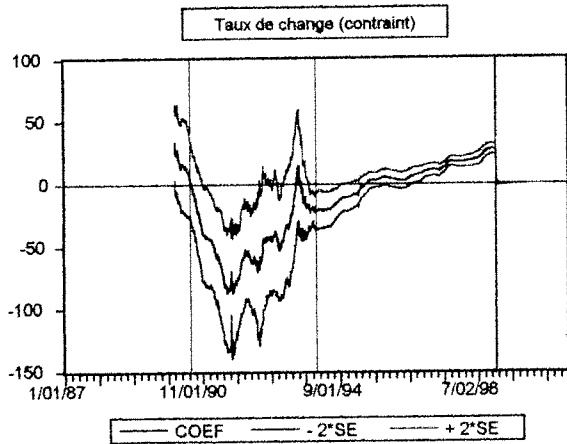
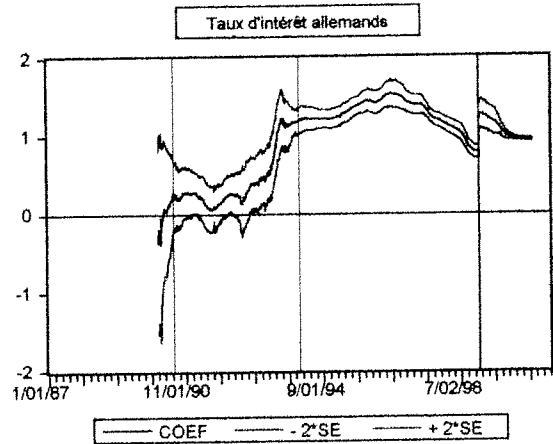
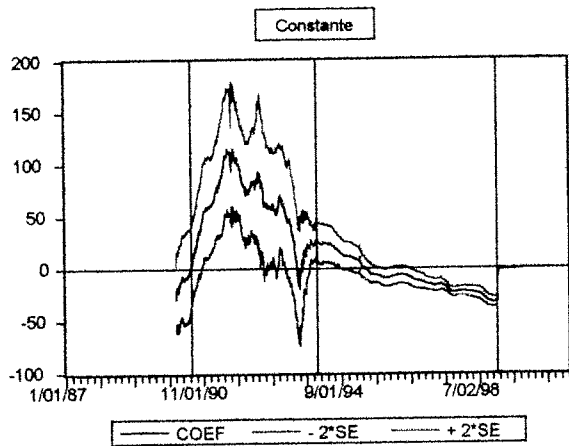
13. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SIMPLIFIÉE SUR 1000 JOURS (FRANCE)



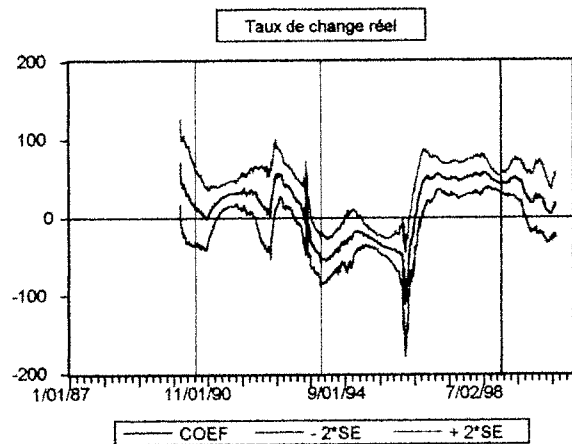
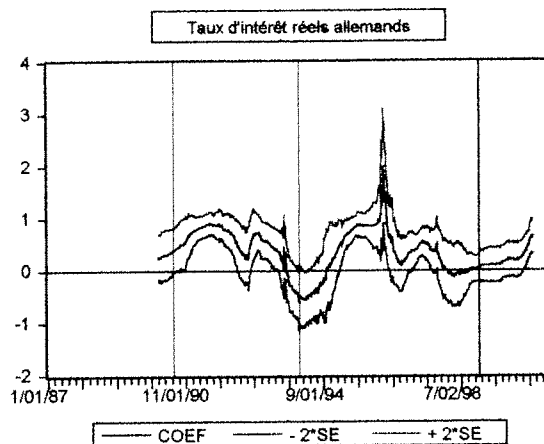
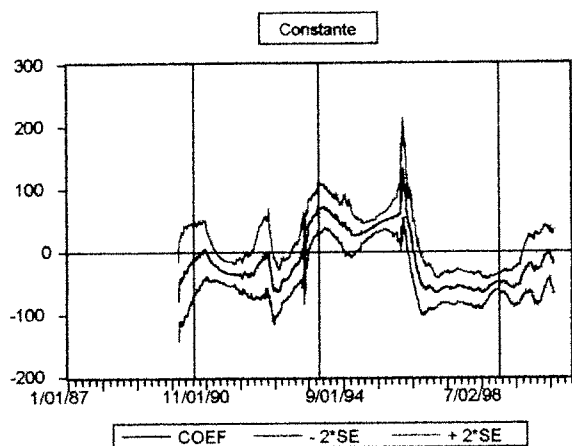
14. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PNCTI SUR 1000 JOURS (FRANCE)



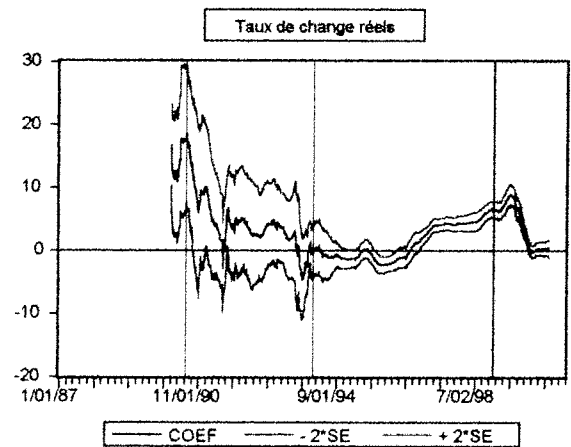
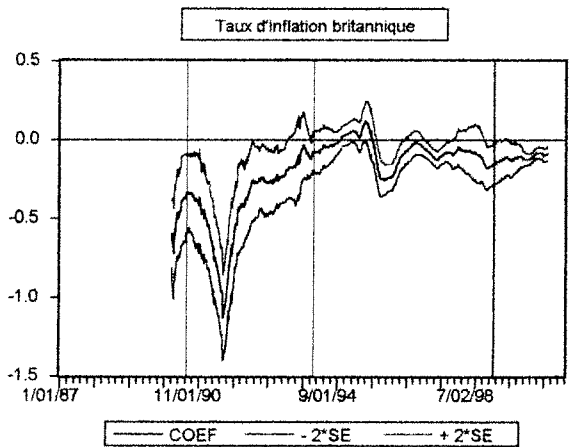
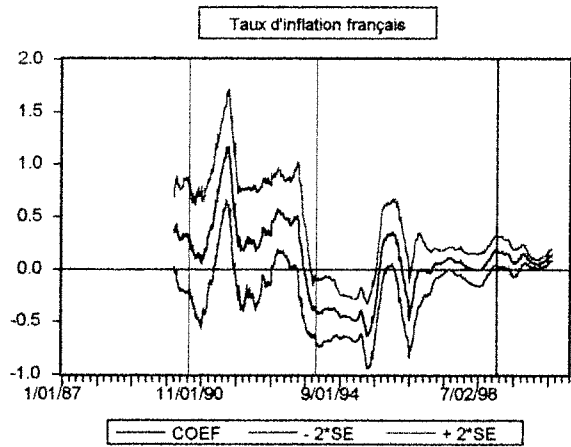
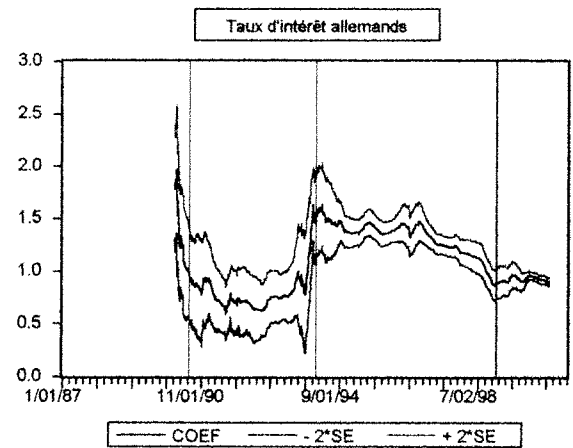
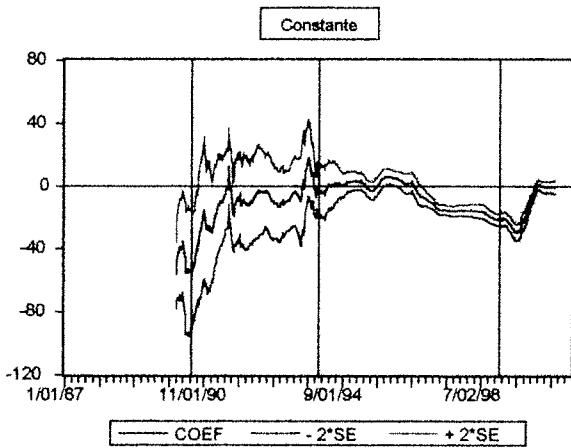
15. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PNCTI AVEC CONTRAINTE SUR LE TAUX DE CHANGE SUR 1000 JOURS (FRANCE)



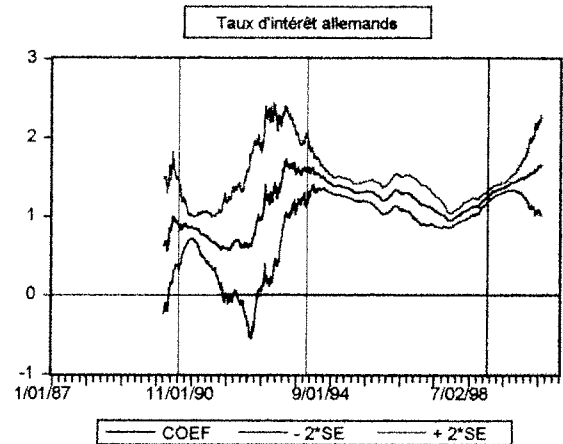
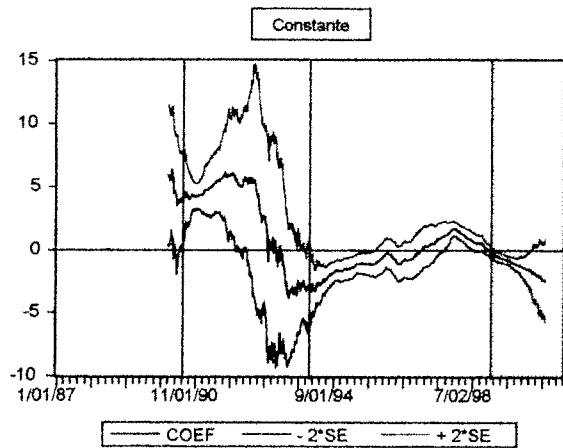
16. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PNCTI EN TERME RÉEL AVEC CONTRAINTES SUR LES TAUX D'INFLATION SUR 1000 JOURS (FRANCE)



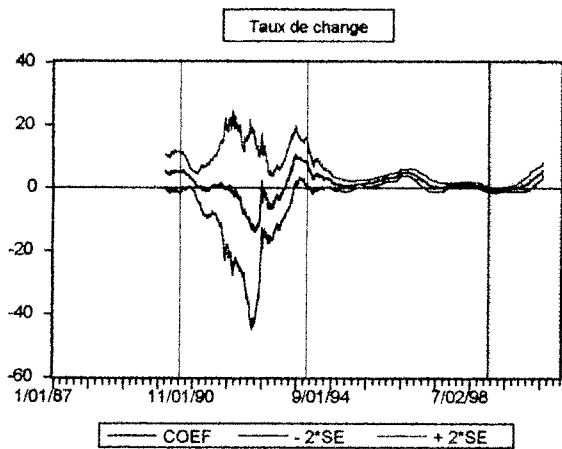
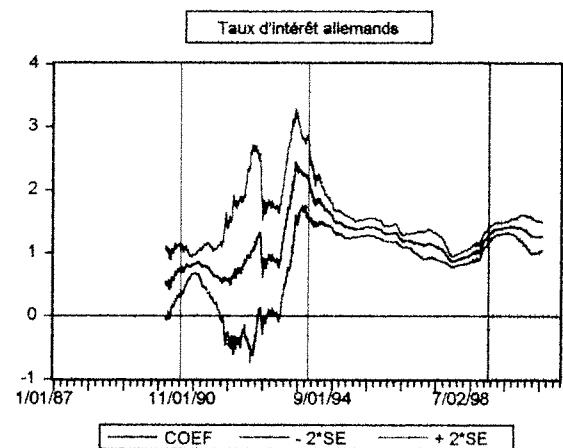
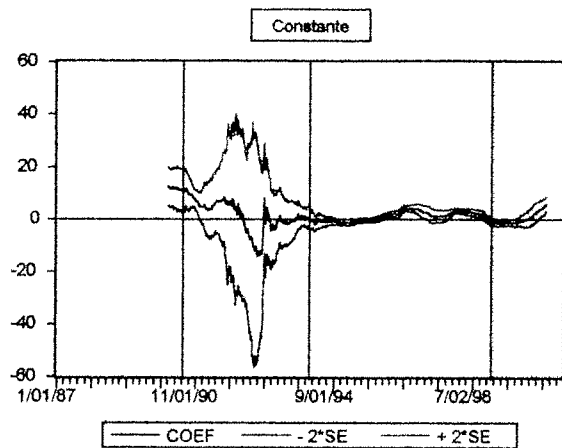
17. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PNCTI EN TERME RÉEL SUR 1000 JOURS (FRANCE)



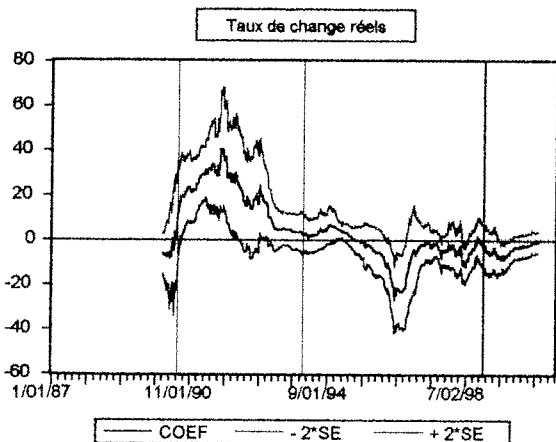
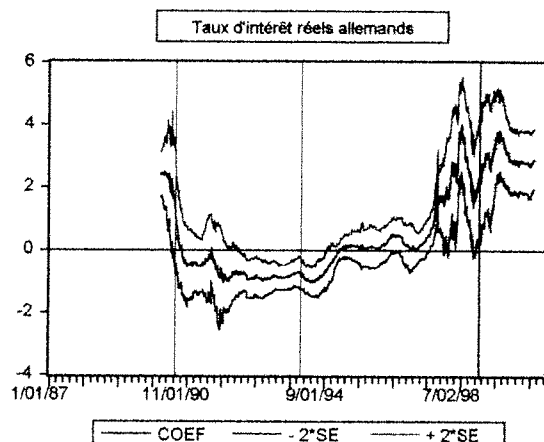
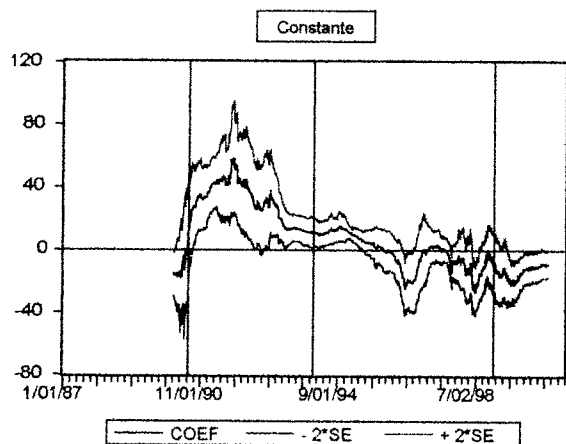
18. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SIMPLIFIÉE SUR 1000 JOURS (ROYAUME-UNI)



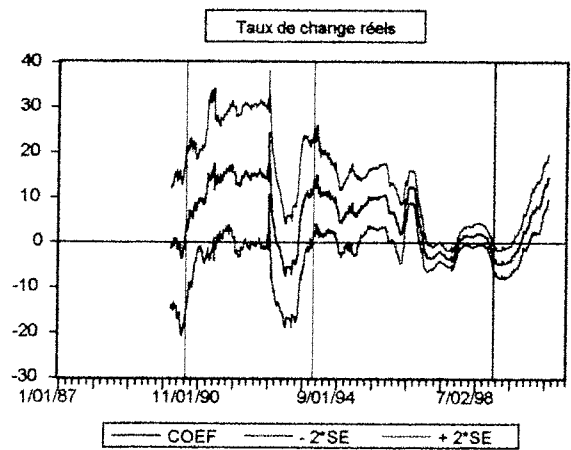
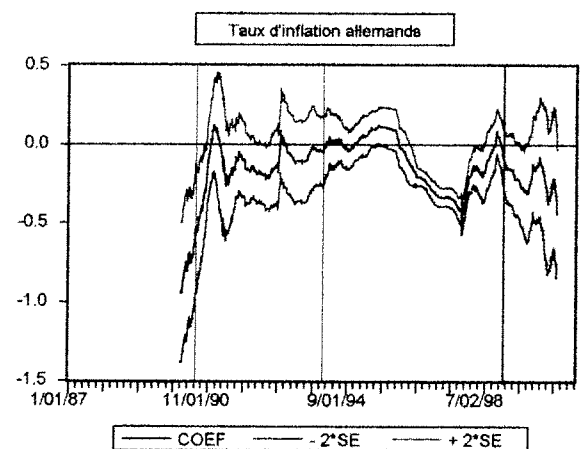
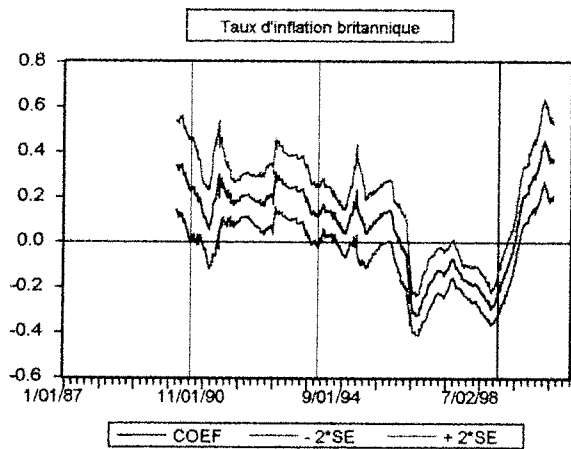
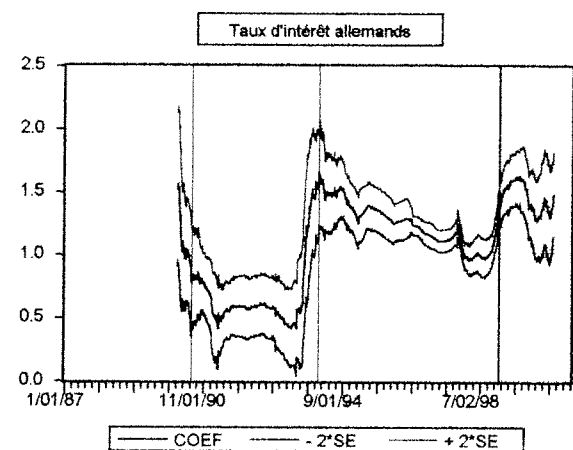
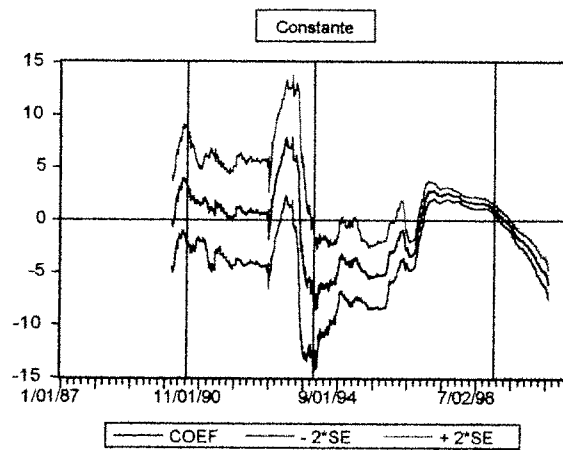
19. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PNCTI SUR 1000 JOURS (ROYAUME-UNI)



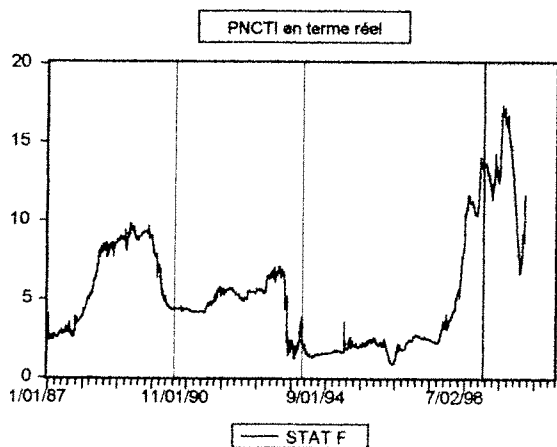
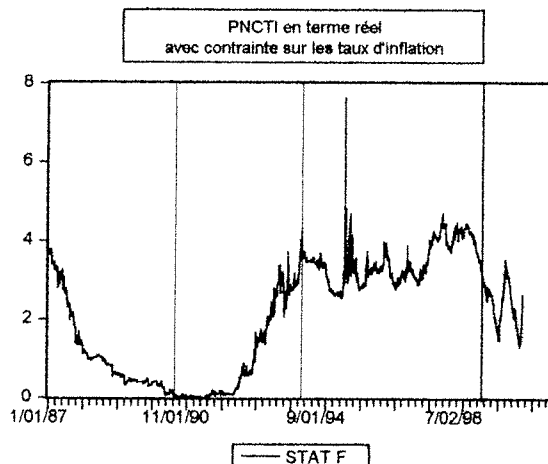
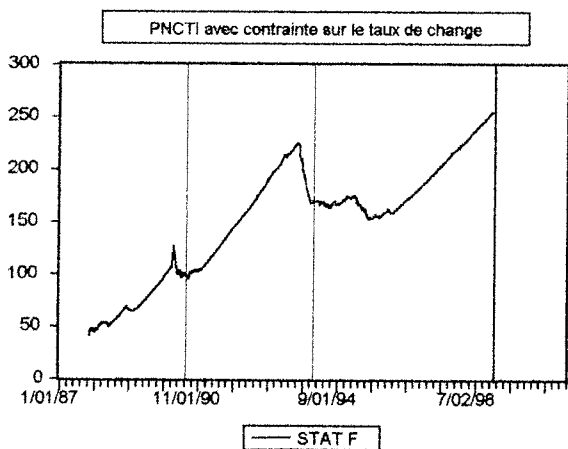
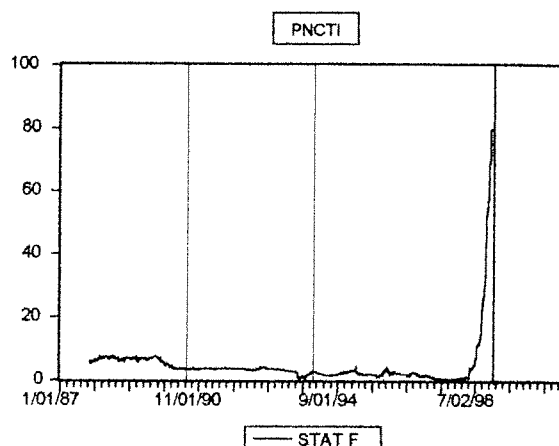
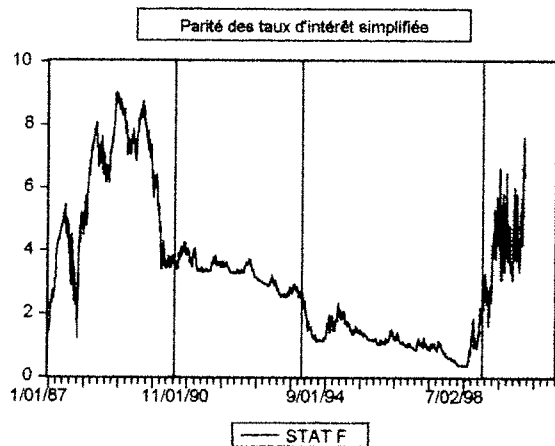
20. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PNCTI EN TERME RÉEL AVEC CONTRAINTES SUR LES TAUX D'INFLATION SUR 1000 JOURS (ROYAUME-UNI)



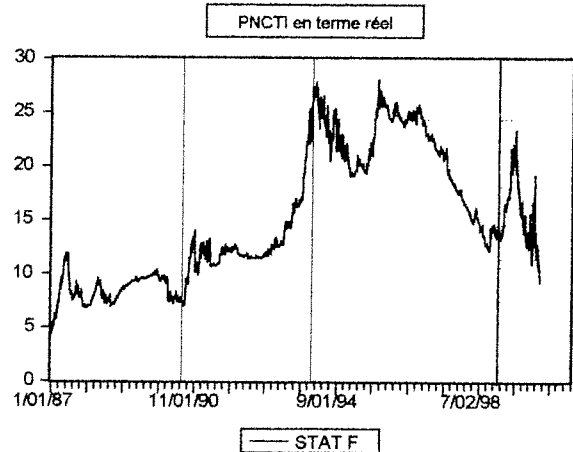
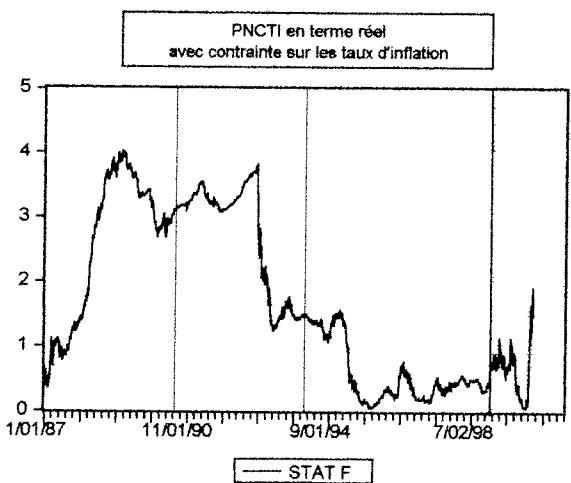
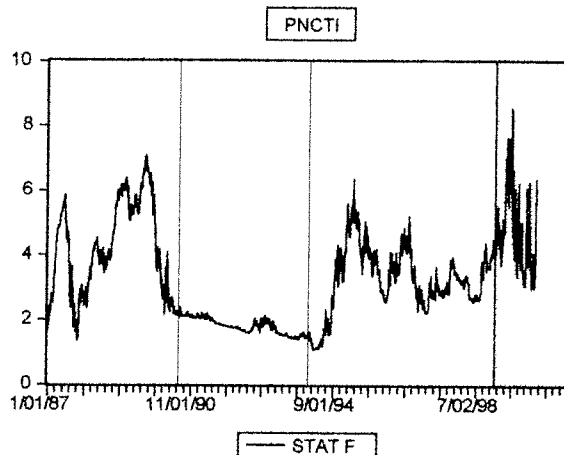
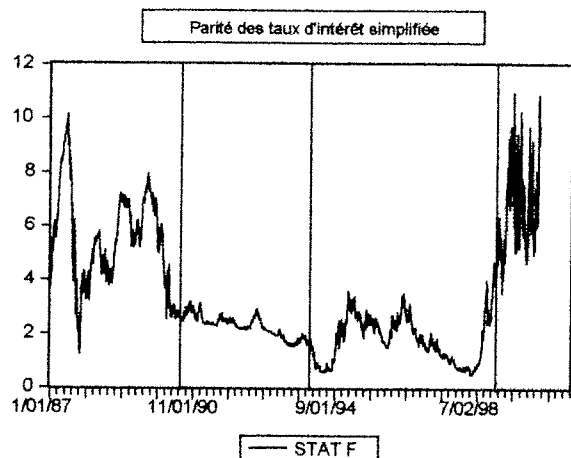
21. COEFFICIENTS DES FM-OLS GLISSANTS DE LA PNCTI EN TERME RÉEL SUR 1000 JOURS (ROYAUME-UNI)



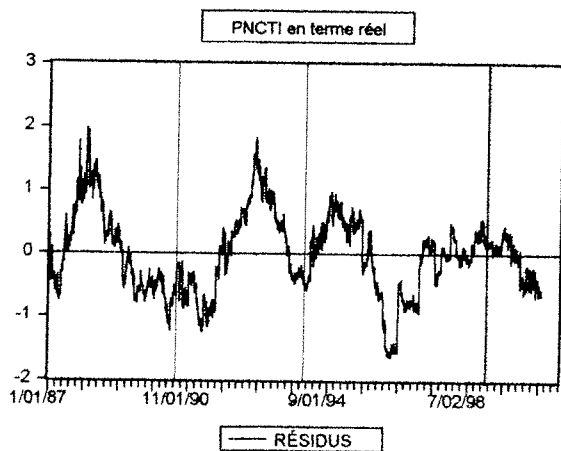
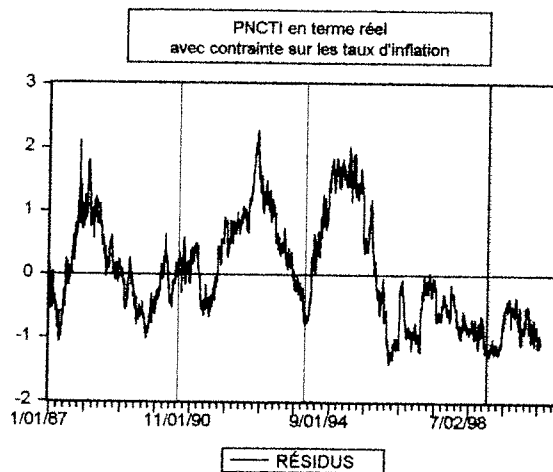
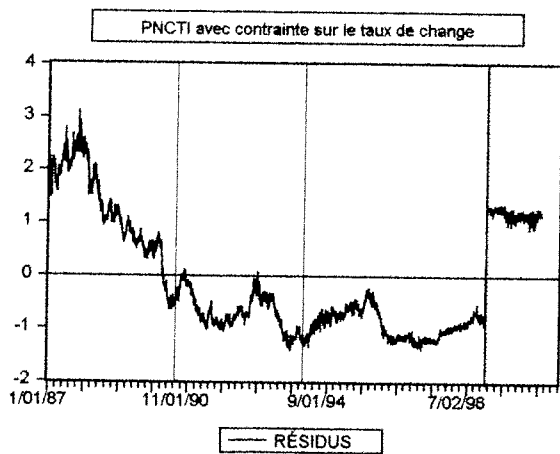
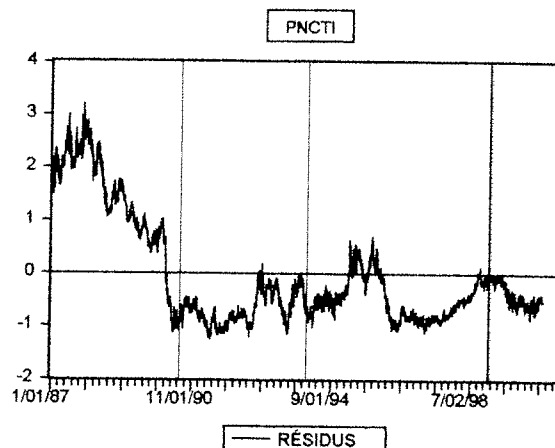
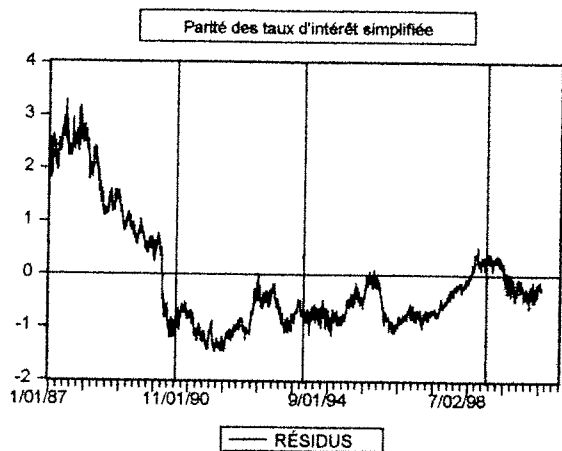
22. STATISTIQUES F DU TEST DE HANSEN (FRANCE)



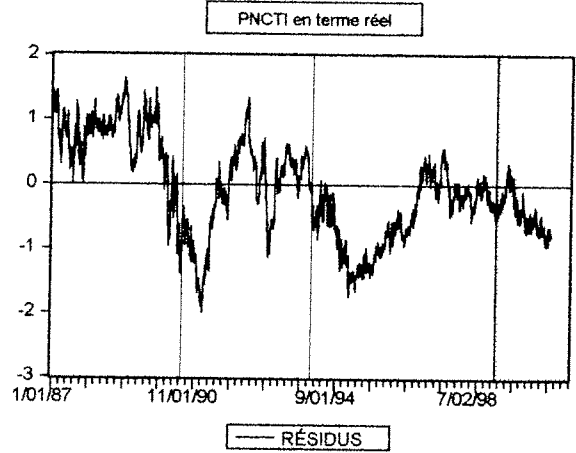
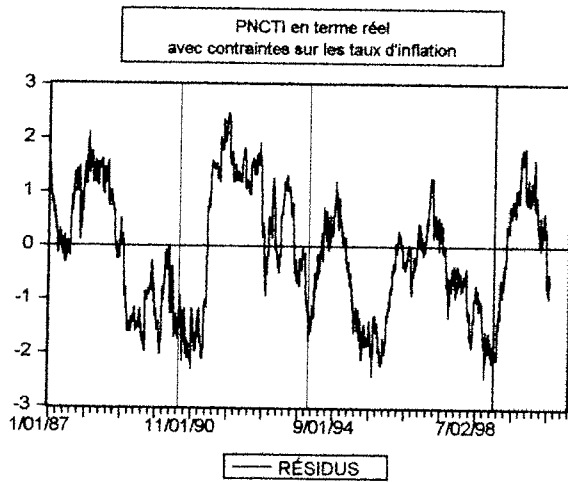
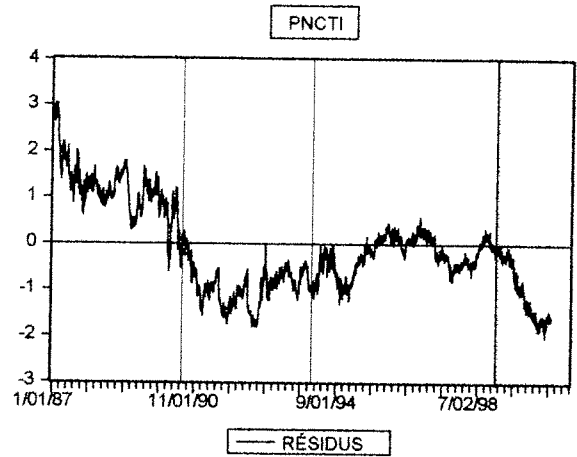
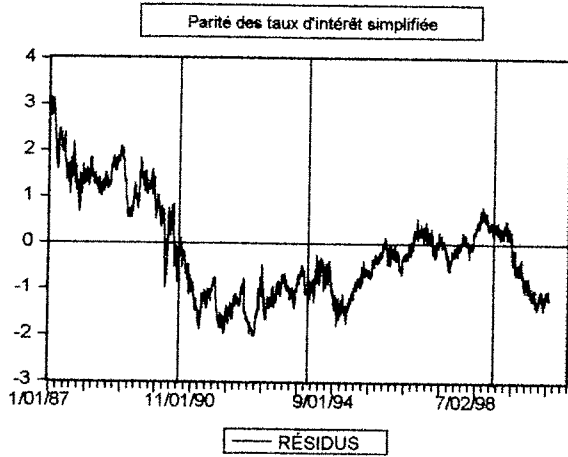
23. STATISTIQUES F DU TEST DE HANSEN (ROYAUME-UNI)



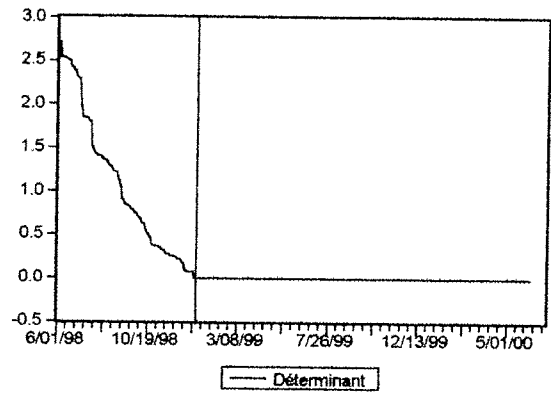
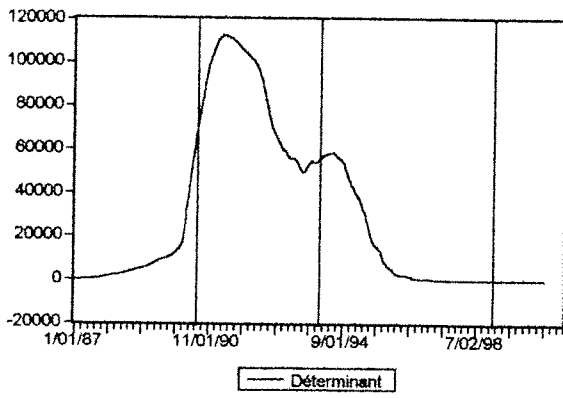
24. RÉSIDUS DES ESTIMATIONS PAR FM-OLS (FRANCE)



25. RÉSIDUS DES ESTIMATIONS PAR FM-OLS (ROYAUME-UNI)



26. DÉTERMINANT DE LA MATRICE M (PNCTI, FRANCE)



G. ANNEXE : RÉSULTATS D'ESTIMATION

1. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SIMPLIFIÉE (FRANCE)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3717

Convergence achieved after 11 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	0.009809	0.008955	1.095392	0.2734
SSVar(1,1)	6.43E-05	2.495123	2.58E-05	1.0000
SSVar(2,2)	5.36E-87	1.55E+82	3.45E-169	1.0000
C_FR11_1	0.600978	0.073150	8.215648	0.0000
C_FR11_2	0.919986	0.012913	71.24529	0.0000
Log Likelihood		2985.293		

RI10FR = C_FR11_1 + C_FR11_2*RI10BD

C_FR11_1 = C_FR11_1(-1)

C_FR11_2 = C_FR11_2(-1)

R-squared	0.998020	Mean dependent var	7.466641
Adjusted R-squared	0.998021	S.D. dependent var	1.779604
S.E. of regression	0.079174	Sum squared resid	23.29983
Durbin-Watson stat	0.553963		

2. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI (FRANCE)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3716

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Convergence achieved after 17 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	2.19E-40	7.09E+36	3.10E-77	1.0000
SSVar(1,1)	4.98E-17	3.14E+13	1.59E-30	1.0000
SSVar(2,2)	9.33E-26	1.02E+22	9.17E-48	1.0000
SSVar(3,3)	0.002196	0.071589	0.030672	0.9755
C_FR12_1	1.689800	0.676470	2.497968	0.0125
C_FR12_2	0.587626	0.019697	29.83376	0.0000
C_FR12_3	0.497150	0.549345	0.904987	0.3655
Log Likelihood		5311.340		
RI10FR = C_FR12_1 +C_FR12_2*RI10BD +C_FR12_3*LOG(XCHFRBD)				
C_FR12_1 = C_FR12_1(-1)				
C_FR12_2 = C_FR12_2(-1)				
C_FR12_3 = C_FR12_3(-1)				

R-squared	1.000000	Mean dependent var		7.466439
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var		1.779801
S.E. of regression	7.92E-08	Sum squared resid		2.33E-11
Durbin-Watson stat	2.224865			

3. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI AVEC CONTRAINTE SUR LE TAUX DE CHANGE (FRANCE)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3716

Convergence achieved after 61 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	5.65E-14	1.64E+10	3.44E-24	1.0000
SSVar(1,1)	0.000560	0.225493	0.002483	0.9980
SSVar(2,2)	5.46E-25	1.41E+21	3.86E-46	1.0000
SSVar(3,3)	0.018147	0.003010	6.028060	0.0000
C_FR12D_1	2.379664	0.116961	20.34580	0.0000
C_FR12D_2	0.570670	0.022006	25.93208	0.0000
C_FR12D_3	-0.000830	2.667192	-0.000311	0.9998

Log Likelihood 2680.109

RI10FR = C_FR12D_1 +C_FR12D_2*RI10BD +C_FR12D_3*LXCHFRBD_DUM

C_FR12D_1 = C_FR12D_1(-1)

C_FR12D_2 = C_FR12D_2(-1)

C_FR12D_3 = C_FR12D_3(-1)

R-squared	1.000000	Mean dependent var	7.466439
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	1.779801
S.E. of regression	5.74E-09	Sum squared resid	1.22E-13
Durbin-Watson stat	2.181560		

4. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI EN TERME RÉEL AVEC CONTRAINTE SUR LES TAUX D'INFLATION (FRANCE)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3716

Convergence achieved after 12 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	1.11E-12	2.40E+09	4.64E-22	1.0000
SSVar(1,1)	3.76E-17	6.04E+13	6.23E-31	1.0000
SSVar(2,2)	8.58E-05	1.108981	7.74E-05	0.9999
SSVar(3,3)	0.000138	2.356591	5.86E-05	1.0000
C_FR13_1	-0.680138	0.503101	-1.351890	0.1765
C_FR13_2	0.514318	0.069512	7.398943	0.0000
C_FR13_3	0.784798	0.162473	4.830342	0.0000

Log Likelihood 4412.987

RI10FR_R = C_FR13_1 + C_FR13_2*RI10BD_R + C_FR13_3*XCHFRBD_R

C_FR13_1 = C_FR13_1(-1)

C_FR13_2 = C_FR13_2(-1)

C_FR13_3 = C_FR13_3(-1)

R-squared	1.000000	Mean dependent var	5.335056
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	1.030227
S.E. of regression	9.40E-08	Sum squared resid	3.28E-11
Durbin-Watson stat	2.228296		

5. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI EN TERME RÉEL (FRANCE)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3714

Convergence achieved after 14 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	1.48E-09	1572407.	9.39E-16	1.0000
SSVar(1,1)	1.43E-13	5.50E+10	2.59E-24	1.0000
SSVar(2,2)	2.37E-18	4.87E+14	4.88E-33	1.0000
SSVar(3,3)	0.000199	0.368068	0.000542	0.9996
SSVar(4,4)	0.010468	0.001815	5.767524	0.0000
SSVar(5,5)	4.52E-16	1.18E+13	3.83E-29	1.0000
C_FR14_1	4.710233	1.308473	3.599795	0.0003
C_FR14_2	0.621699	0.025485	24.39486	0.0000
C_FR14_3	-0.064967	0.212299	-0.306018	0.7596
C_FR14_4	0.296078	0.212809	1.391282	0.1642
C_FR14_5	-2.504496	1.057626	-2.368034	0.0179

Log Likelihood 1845.115

RI10FR = C_FR14_1 +C_FR14_2*RI10BD +C_FR14_3*INFL86FR +C_FR14_4
*INFL86BD +C_FR14_5*LXCHFRBD_R

C_FR14_1 = C_FR14_1(-1)

C_FR14_2 = C_FR14_2(-1)

C_FR14_3 = C_FR14_3(-1)

C_FR14_4 = C_FR14_4(-1)

C_FR14_5 = C_FR14_5(-1)

R-squared	1.000000	Mean dependent var	7.466208
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	1.780252
S.E. of regression	4.18E-05	Sum squared resid	6.50E-06
Durbin-Watson stat	2.182252		

6. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SIMPLIFIÉE (ROYAUME-UNI)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3717

Convergence achieved after 14 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	4.27E-104	7.13E+100	0.000000	1.0000
SSVar(1,1)	0.003709	0.006074	0.610611	0.5415
SSVar(2,2)	1.45E-80	2.06E+77	7.04E-158	1.0000
C_UK11_1	2.787977	0.125344	22.24255	0.0000
C_UK11_2	0.457257	0.021048	21.72433	0.0000

Log Likelihood 4713.838

RI10UK = C_UK11_1 + C_UK11_2*RI10BD

C_UK11_1 = C_UK11_1(-1)

C_UK11_2 = C_UK11_2(-1)

R-squared	1.000000	Mean dependent var	8.386928
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	1.942282
S.E. of regression	4.45E-10	Sum squared resid	7.36E-16
Durbin-Watson stat	1.203352		

7. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI (ROYAUME-UNI)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3716

Convergence achieved after 18 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	6.18E-47	4.61E+43	1.34E-90	1.0000
SSVar(1,1)	6.97E-15	1.21E+11	5.76E-26	1.0000
SSVar(2,2)	1.01E-64	2.43E+61	4.15E-126	1.0000
SSVar(3,3)	0.004516	0.022087	0.204453	0.8380
C_UK12_1	6.531302	0.254066	25.70708	0.0000
C_UK12_2	0.491971	0.023100	21.29776	0.0000
C_UK12_3	3.460362	0.196965	17.56842	0.0000
Log Likelihood		4659.154		
RI10UK = C_UK12_1 +C_UK12_2*RI10BD +C_UK12_3*LXCHUKBD				
C_UK12_1 = C_UK12_1(-1)				
C_UK12_2 = C_UK12_2(-1)				
C_UK12_3 = C_UK12_3(-1)				

R-squared	1.000000	Mean dependent var		8.386715
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var		1.942500
S.E. of regression	1.01E-08	Sum squared resid		3.77E-13
Durbin-Watson stat	1.855910			

8. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI EN TERME RÉEL AVEC CONTRAINTE SUR LES TAUX D'INFLATION (ROYAUME-UNI)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3716

Convergence achieved after 38 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	0.074534	0.006185	12.05132	0.0000
SSVar(1,1)	1.61E-12	2.58E+08	6.23E-21	1.0000
SSVar(2,2)	8.32E-16	4.25E+11	1.96E-27	1.0000
SSVar(3,3)	0.000980	0.092613	0.010583	0.9916
C_UK13_1	6.839478	0.554385	12.33706	0.0000
C_UK13_2	0.358431	0.029524	12.14031	0.0000
C_UK13_3	4.406394	0.394874	11.15898	0.0000

Log Likelihood 193.8395

RI10UK_R = C_UK13_1 +C_UK13_2*RI10BD_R +C_UK13_3*LXCHUKBD_R

C_UK13_1 = C_UK13_1(-1)

C_UK13_2 = C_UK13_2(-1)

C_UK13_3 = C_UK13_3(-1)

R-squared	0.992682	Mean dependent var	4.455298
Adjusted R-squared	0.992684	S.D. dependent var	1.589960
S.E. of regression	0.135994	Sum squared resid	68.72463
Durbin-Watson stat	0.519439		

9. MODÈLE ESPACE-ÉTAT DE LA PNCTI EN TERME RÉEL (ROYAUME-UNI)

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample(adjusted): 4/01/1986 6/30/2000

Included Observations: 3714

Convergence achieved after 43 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ObVar(1,1)	0.067565	0.004985	13.55404	0.0000
SSVar(1,1)	1.70E-14	5.78E+10	2.94E-25	1.0000
SSVar(2,2)	9.49E-13	8.02E+08	1.18E-21	1.0000
SSVar(3,3)	1.15E-10	1565886.	7.31E-17	1.0000
SSVar(4,4)	0.000695	0.055663	0.012485	0.9900
SSVar(5,5)	8.49E-35	6.55E+30	1.30E-65	1.0000
C_UK14_1	4.173904	0.474279	8.800526	0.0000
C_UK14_2	1.653550	0.026911	61.44489	0.0000
C_UK14_3	0.009685	0.023988	0.403748	0.6864
C_UK14_4	-1.090371	0.073169	-14.90204	0.0000
C_UK14_5	4.026612	0.323603	12.44307	0.0000

Log Likelihood 258.8402

RI10UK = C_UK14_1 +C_UK14_2*RI10BD +C_UK14_3*INFL86UK +C_UK14_4
*INFL86BD +C_UK14_5*LXCHUKBD_R

C_UK14_1 = C_UK14_1(-1)

C_UK14_2 = C_UK14_2(-1)

C_UK14_3 = C_UK14_3(-1)

C_UK14_4 = C_UK14_4(-1)

C_UK14_5 = C_UK14_5(-1)

R-squared	0.994008	Mean dependent var	8.386231
Adjusted R-squared	0.994010	S.D. dependent var	1.942911
S.E. of regression	0.150377	Sum squared resid	83.98612
Durbin-Watson stat	0.421601		

10. FM-OLS : PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SIMPLIFIÉE (FRANCE)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	-1.9206	1.6592
Taux d'intérêt allemands	1.4455	0.2509
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	0.3663	0.0963
MeanF	3.1740	0.1527
SupF	9.0284	>= 0.2000

11. FM-OLS : PNCTI (FRANCE)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	18.8337	24.5911
Taux d'intérêt allemands	1.3509	0.2679
Taux de change	-16.5314	20.5634
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	0.4002	0.0835
MeanF	4.4158	0.1586
SupF	79.8904	<= 0.0100

12. FM-OLS : PNCTI AVEC CONTRAINTE SUR LES TAUX DE CHANGE (FRANCE)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	-1.6178	1.4966
Taux d'intérêt allemands	1.1155	0.2570
Taux de change (contraint)	1.6868	0.8539
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	0.4910	0.0469
MeanF	151.9514	<= 0.0100
SupF	255.0720	<= 0.0100

13. FM-OLS : PNCTI EN TERME RÉEL AVEC CONTRAINTE SUR LES TAUX D'INFLATION (FRANCE)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	22.3151	10.9680
Taux d'intérêt réels allemands	0.2434	0.2237
Taux de change	-15.0976	8.7812
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	0.2557	>= 0.2000
MeanF	2.1585	>= 0.2000
SupF	7.6456	>= 0.2000

14. FM-OLS : PNCTI EN TERME RÉEL (FRANCE)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	2.3792	8.4747
Taux d'intérêt réels allemands	0.7440	0.2066
Taux d'inflation français	1.2284	0.2748
Taux d'inflation allemands	-0.3432	0.1250
Taux de change	-1.3732	6.7670
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	0.3130	>= 0.2000
MeanF	5.2736	>= 0.2000
SupF	17.3257	0.0918

15. FM-OLS : PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SIMPLIFIÉE (ROYAUME-UNI)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	-2.0331	1.7120
Taux d'intérêt allemands	1.6046	0.2589
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	0.3306	0.1223
MeanF	3.2728	0.1419
SupF	10.9614	0.1073

16. FM-OLS : PNCTI (ROYAUME-UNI)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	-3.0766	3.6048
Taux d'intérêt réels allemands	1.4372	0.2588
Taux de change	-2.0793	2.9068
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	0.4161	0.0751
MeanF	3.1913	>= 0.2000
SupF	8.5557	>= 0.2000

17. FM-OLS : PNCTI EN TERME RÉEL AVEC CONTRAINTE SUR LES TAUX D'INFLATION (ROYAUME-UNI)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	16.3597	4.8601
Taux d'intérêt réels allemands	-0.0670	0.3406
Taux de change	9.7745	3.6663
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	0.2327	>= 0.2000
MeanF	1.6522	>= 0.2000
SupF	4.0303	>= 0.2000

18. FM-OLS : PNCTI EN TERME RÉEL (ROYAUME-UNI)

RÉSULTATS D'ESTIMATION		
VARIABLES	COEFFICIENTS	ÉCARTS-TYPES
Constante	2.2981	2.7488
Taux d'intérêt réels allemands	1.4424	0.2567
Taux d'inflation britanniques	0.2216	0.1176
Taux d'inflation allemands	-0.4437	0.1502
Taux de change	2.7083	1.7076
TESTS SUR LA STABILITÉ DES PARAMÈTRES		
TESTS	STATISTIQUES	P-VALUE
LC	1.7170	<= 0.0100
MeanF	14.7900	<= 0.0100
SupF	28.0583	<= 0.0100

BIBLIOGRAPHIE

ARTIS, M.J. « The stabilizing effect of the ERM on exchange rates and interest rates : some nonparametric test », IMF Staff Papers, 41, pages 123 à 148.

ANDREWS, Donald W.K. « Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point », Econometrica, Vol. 61, No. 4, Juillet 1993, pages 821 à 856.

CHOW, G.C. « Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions », Econometrica, 28, 1960, pages 591 à 605.

ENGLE, Robert F. et GRANGER, Clive W.J. « Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation, and Testing », Econometrica, Vol. 55, Mars 1987, Pages 251 à 276.

FOUNTAS, Stilianos et WU, Jyh-Lin. « Tests for interest rate convergence and structural breaks in the EMS », Applied Financial Economics, 8 (1998), pages 127 à 132.

GREGORY, A. et HANSEN, B. « Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts », Journal of Econometrics, 70, 1996, pages 99 à 126.

HANSEN, Bruce E. « Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes », Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 10, No. 3, Juillet 1992, pages 321 à 335.

HANSEN, Bruce E. et PHILLIPS, Peter C.B. « Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions With I(1) Processes », Review of Economic Studies, 57, 1990, pages 99 à 125.

HANSEN, Henrik et JOHANSEN, Soren. « Some test for parameter constancy in cointegrated VAR-models », *Econometrics Journal*, vol.2, pages 306 à 333.

JOHNSON, David R. « International interest rate linkages and the exchange rate regime », *Journal of International Money and Finance*, 11 (1992), pages 340 à 365.

KANAS, Angelos. « The monetary exchange rate model within the ERM : cointegration tests and implications concerning the German dominance hypothesis », *Applied Financial Economics*, 7, 1997, pages 587 à 598.

KARFAKIS, Costas J. et MOSCHOS, Demetrios M. « Interest Rate Linkages within the European Monetary System : A Time Series Analysis », *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.22, No.3, Août 1990, pages 388 à 394.

KATSIMBRIS, George M. et Miller, Stephen M. « Interest Rate Linkages within the European Monetary System : Further Analysis », *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.25, No.4, Novembre 1993, pages 771 à 779.

KNOT, Klass H. W. « The fundamental determinants of interest rate differentials in the ERM », *Applied Economics*, 30, 1998, pages 165 à 176.

MADDALA, G.S. et KIM, In-Moo. *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge, 1998, 505 pages.

NEWBY, Whitney et WEST, Kenneth. « A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, 55, 1987b, pages 703 à 708.

PERRON, Pierre. « The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, 57, novembre 1989, pages 1361 à 1401.

QUANDT, R. « Tests of the Hypothesis That a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes », *Journal of the American Statistical Association*, 55, 1960, pages 324 à 330.

QUINTOS, Carmela E. et PHILLIPS, Peter C.B. « Parameter Constancy in Cointegrating Regressions », *Empirical Economics*, 18, 1993, pages 675 à 706.

SARNO, Lucio. « Exchange rate and interest rate volatility in the European Monetary System : some further results », *Applied Financial Economics*, 7, 1997, pages 255 à 263.

STOCK, J.H. « Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors », *Econometrica*, 55, 1987, pages 1035 à 1056.

STOCK, J.H. et WATSON, M. « A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems », *Econometrica*, 61, 1993, pages 783 à 820

