



HAL
open science

Interaction entre taux d'intérêt allemands et français : un réexamen de l'hypothèse de dominance allemande

Marie Podevin

► **To cite this version:**

Marie Podevin. Interaction entre taux d'intérêt allemands et français : un réexamen de l'hypothèse de dominance allemande. 1998. halshs-04700695

HAL Id: halshs-04700695

<https://shs.hal.science/halshs-04700695v1>

Submitted on 17 Sep 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

CAHIERS ECO & MATHS

98.27

INTERACTION ENTRE TAUX D'INTERET ALLEMANDS ET FRANCAIS :
UN REEXAMEN DE L'HYPOTHESE DE DOMINANCE ALLEMANDE

Marie PODEVIN

MAD

Interaction entre taux d'intérêt allemands et français : un réexamen de l'hypothèse de dominance allemande

Marie Podevin(*)

Juin 1998

Abstract : This paper investigates short-term French and German interest rate linkages through a causal inference strategy connected to the notion of variables controllability proposed by Hoover[1991]. This approach uses the relative invariance of the conditional and marginal probability distributions of the variables of interest (here French and German rates). Our results support unidirectional causality from German rates to French rates before 1988 and bi-directional after this date. We conclude therefore that the *new EMS* is less asymmetric than the *old* one.

Key words: causality, invariance, instability

Résumé : Cet article étudie l'interaction entre les taux d'intérêt à court terme allemands et français en utilisant une stratégie d'inférence causale reliée à la notion de contrôlabilité d'une variable sur une autre proposée par Hoover[1991]. Cette approche consiste à analyser l'invariance relative des distributions marginales et conditionnelles des variables d'intérêt, que sont ici les taux d'intérêt allemands et français. Nos résultats suggèrent une causalité au sens de Hoover unidirectionnelle des taux allemands vers les taux français avant 1988 et bidirectionnelle ensuite. Nous en déduisons que le *nouveau SME* est moins asymétrique que *l'ancien*.

Mots clefs: causalité, invariance, instabilité

JEL Classification number: C32, C52, E43, E58.

(*) MAD, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne, 106-112 bd de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13. Téléphone: 01 55 43 42 11. Email: podevin@univ-paris1.fr. Je tiens à remercier P-Y.Hénin et K.Hoover sans qui ce travail n'aurait pas vu le jour, S.Garcia, G.Godefroy, J-F.Jacques et P.Jolivaldt pour leur relecture et leurs remarques constructives. Je remercie également les participants du séminaire d'économétrie de Paris I et ceux du colloque T2M. Je reste néanmoins seule responsable des erreurs qui peuvent subsister.

Introduction

Les travaux théoriques et empiriques relatifs au Système Monétaire Européen (SME) renvoient deux visions alternatives du fonctionnement de ce mécanisme. S'opposent ainsi la conception d'un SME asymétrique, dans lequel domine l'Allemagne dont la politique monétaire est déterminée de façon autonome et à laquelle les autres pays membres s'ajustent, et celle d'un SME symétrique, conformément aux intentions de ses fondateurs, sans causalité unidirectionnelle mais bidirectionnelle entre les taux d'intérêt allemands et ceux des autres pays européens connaissant une certaine autonomie dans l'évolution de leur taux d'intérêt. La vision asymétrique du SME considéré alors comme une zone-mark, bien que privilégiée par les travaux théoriques ne semble pas être retenue par l'ensemble des travaux empiriques. Face à ce décalage, l'évaluation empirique de l'asymétrie du SME mérite d'être de nouveau examinée en particulier dans la perspective de la monnaie unique et de l'instauration d'une Banque centrale européenne (BCE).

L'intérêt porté à cette question ne disparaît donc pas avec l'instauration d'une BCE ; bien au contraire, elle reste d'actualité non seulement pour la compréhension des interactions européennes au cours de cette période de convergence des économies, mais aussi justement pour l'étude des enjeux d'une telle instauration. En effet, selon le modèle de symétrie ou d'asymétrie qui prévaut, les différents pays membres ne réagiront pas de façon identique à l'instauration de l'institution commune qu'est la BCE en tant que transfert de souveraineté. Si c'est le modèle asymétrique qui prévaut, de l'ensemble des pays membres, seule l'Allemagne doit consentir un réel transfert de souveraineté puisque dans un tel système de zone-mark, les autres pays membres l'ont déjà concédé auparavant. Il apparaît donc séquentiel dans ce cas. Si c'est au contraire le modèle symétrique qui prévaut, alors l'ensemble des pays membres consentent en commun au transfert de souveraineté. Il est de ce fait non plus séquentiel mais partagé simultanément.

En vue d'évaluer le degré d'asymétrie, on examine les interactions entre les taux d'intérêt. Les travaux empiriques récents ont généralement recours à des tests de causalité au sens de Granger[1969] au sein de modèles VAR (vectoriels autorégressifs), reposant sur une formalisation des interactions entre les taux dans des modèles autorégressifs. Dans le cadre de cette étude, on se propose de réexaminer la validité du caractère asymétrique du SME au profit de l'Allemagne au cours de ces trente dernières années en adoptant une approche alternative de la causalité appliquée ici aux taux allemands et français. Nous nous référerons au concept de causalité en termes de contrôlabilité défendu par Hoover[1990, 91]. Ce concept est fondé sur la question suivante : « s'il est possible d'intervenir pour contrôler directement une des deux

variables d'intérêt, est-ce que cela va permettre de contrôler l'autre variable ? ». La stratégie d'inférence proposée par Hoover repose sur les implications d'une telle contrôlabilité sur l'invariance des distributions des variables d'intérêt face à des interventions sur les paramètres de contrôle. Autrement dit, une expérience historique interprétable comme la modification d'un paramètre de contrôle permet d'observer quelle relation reste invariante à une telle intervention et d'en inférer un choix entre les ordres causals alternatifs.

Supposons par exemple que la politique monétaire allemande à travers ses taux d'intérêt *cause* les taux d'intérêt français ; une modification de cette politique, constituant une *intervention* délibérée sur les taux d'intérêt allemands, va modifier le processus suivi par les taux français. Un observateur non économètre de part ses connaissances économiques en déduit que les distributions des taux français sont déstabilisées. Pour l'économètre, en revanche, l'instabilité du processus des taux français n'est qu'apparente lorsque l'on prend en compte l'influence des taux allemands. Il dira que la distribution marginale des taux français s'est trouvée perturbée mais que la distribution des taux français conditionnelle aux taux allemands est restée invariante. En pratique, les tests statistiques de stabilité ne prennent un sens que lorsqu'ils sont associés à une analyse historique et institutionnelle des interventions. La mise en oeuvre de la méthode pour déterminer l'ordre causal nécessite donc de l'information a priori sur la structure et l'histoire institutionnelle des deux variables ; pour identifier les source, nature et date des interventions, les points de rupture dits « statistiques » déterminés par les tests de stabilité seront par la suite confrontés aux points de rupture dits « institutionnels ». C'est cette différence de point de vue ainsi que l'existence de telles *expériences historiques* qui confèrent à cette méthode toute son originalité et son intérêt.

Notre étude rappellera d'abord l'essentiel des travaux existant sur l'asymétrie du SME appréhendés en termes de causalité entre les taux d'intérêt. Nous présenterons ensuite la méthodologie retenue en introduisant d'abord le concept de causalité au sens de Hoover puis les différentes étapes de cette méthode. La troisième section présentera un certain nombre de résultats préliminaires, à savoir la construction des chronologies d'interventions, la caractérisation des données, le choix des périodes stables et l'estimation des modèles sur ces périodes stables. La quatrième section donnera les résultats des tests de stabilité ainsi que leurs commentaires et les conclusions en termes de causalité au sens de Hoover. Enfin, les deux dernières sections proposeront respectivement une extension de cette application conditionnellement aux taux américains et une analyse en termes de causalité au sens de Granger.

1. La causalité entre taux d'intérêt : l'état de la question

Les travaux théoriques et empiriques (travaux « a-théoriques » au sens de SIMS[1980] basés sur la modélisation VAR et modélisation dite « structurelle »), renvoient deux visions très différentes du SME : celle d'un SME asymétrique dans lequel domine l'Allemagne dont la politique monétaire est déterminée de façon autonome et à laquelle les autres pays membre s'ajustent¹ et celle d'un SME symétrique pour lequel l'évolution des taux d'intérêt des autres pays européens connaissent une certaine autonomie².

En général, selon³ l'hypothèse retenue de domination allemande (HDA) ou de symétrie du SME (HS), la modélisation théorique se ramène à des schémas suivants. Pour HDA, deux équations apparaissent dans le modèle ; une équation de fixation des taux allemands fonction de l'objectif de masse monétaire de la Buba, de la politique budgétaire allemande et des chocs sur le secteur monétaire ou l'économie réelle allemande et une équation d'évolution de la masse monétaire des pays membres fonction de l'objectif allemand et de chocs sur l'économie allemande. A ces variables, peuvent être ajoutées pour les deux équations, les évolutions de l'activité et le niveau général des prix mondiaux dans le cas où les autorités allemandes poursuivraient un objectif de taux de change entre le DM et le dollar. Dans ce premier cadre, les chocs présents dans les autres pays n'influencent pas le taux d'intérêt allemand. Pour HS, on a une équation de fixation commune des masses monétaires allemande et des autres pays et deux équations d'évolution de leurs taux d'intérêt fonction chacune des évolutions des masses monétaires et des politiques budgétaires de chacun des pays et du développement de l'économie mondiale (PIB réel et taux d'intérêt).

Il existe deux façons d'envisager la validation empirique de ces deux hypothèses ; plutôt que des approches économétriques structurelles rares dans ce domaine, les travaux recourent soit à des approches en termes de formes réduites d'un modèle explicite, approches dites « structurelles », soit à des approches en terme de formes réduites « a-théoriques ». L'approche dite « structurelle » permet de prendre en compte un nombre plus important d'influences sur les taux issues de la théorie économique. Schématiquement, il s'agit par exemple d'estimer des équations de la forme réduite d'un modèle et de tester dans ces équations la significativité de certains coefficients suivant l'hypothèse testée. Herz et Röger[1992] testent HDA dans des équations de prix d'un modèle macroéconomique à deux pays de type Mundell-Fleming en examinant la significativité des coefficients des variables allemandes que sont les taux d'intérêt et le PIB réel sur la période 80 :1-88 :4. Ils concluent

¹ Se reporter à Herz et Röger[1992] et Giavazzi et Pagano[1989] par exemple.

² Se reporter à Fratianni et Von Hagen[1990], Karfakis et Mochos[1990], Koedjik et Kool[1992], Katsimbris et Miller[1993].

³ Pour une synthèse complète, se reporter aux travaux de Bordes, Girardin et Marimoutou[1996] et Cherif[1997].

dans le cas français que HDA ne peut être rejetée, de même que pour l'ensemble des pays du SME pris en considération. Mais elle reste malgré tout trop sommaire relativement à la dynamique et à la modélisation des interactions entre variables. L'avantage d'adopter une modélisation « a-théorique » réside principalement dans la prise en compte de la dynamique des interrelations entre les variables, même si un arbitrage est nécessaire entre la dynamique et le nombre de variables retenues. Un nombre très important de ce type de travaux existent, fondés sur les relations entre masses monétaires ou entre taux d'intérêt, ces dernières nous intéressant plus particulièrement au regard de notre cadre d'analyse. Les différentes études comportent des tests préalables de racine unitaire (ADF en général), de cointégration dans les deux sens (avec tour à tour les taux allemands et du pays considéré comme variable dépendante dans la relation de cointégration) et des tests de stationnarité du différentiel de taux afin de déterminer la forme du modèle à envisager, VAR en différences ou VECM sous hypothèse de cointégration (bivariés ou trivariés pour la plupart). Les deux hypothèses sont ensuite testées au moyen de tests de causalité à la Granger. Pour introduire l'étude à laquelle nous allons procéder, nous nous en tiendrons aux résultats concernant le cas Allemagne/France.

Quelque soit l'étude en question, les taux d'intérêt semblent toujours intégrés d'ordre un et aucune relation de cointégration ne semble exister entre les taux d'intérêt allemands et français sur les différentes périodes d'échantillon considérées. Cherif[1997] trouve néanmoins, avec la méthode d'Engle et Granger[1987], l'existence d'une relation de cointégration à 10% entre ces deux taux sur la période s'étendant de février 1987 à février 1997 avec des taux nominaux à trois mois mensuels. De plus, les taux français et américains d'une part, et allemands et américains d'autre part, sont en général respectivement cointégrés à 10% et 5%, de même que sont stationnaires à 5% chacun des deux différentiels en prenant les taux américains comme référence.

Avec un modèle bivarié en différences avec des données mensuelles sur la période 1979 :4-88 :11, Karkafis et Moschos[1990], de même que Katsimbris et Miller[1993], trouvent que le taux allemand a *causé au sens de Granger* le taux français mais qu'il n'a *pas été causé* par le taux français. Cherif[1997] sur la période 87 :2-97 :2 avec des données mensuelles et un modèle bivarié en différences conclut par contre à la causalité bidirectionnelle de ces deux taux. Katsimbris et Miller[1993] dans un modèle trivarié à correction d'erreur (les trois variables étant les taux allemands, américains et français) trouvent une causalité bidirectionnelle entre les taux français et allemands et entre les taux allemands et américains et une causalité unidirectionnelle des taux américains vers les taux français. Cherif[1997] trouve également une causalité bidirectionnelle entre les taux américains et français. L'hypothèse de dominance allemande est cette fois refusée. Ce résultat est également supporté par les travaux

de Fratianni et Von Hagen[1990], Koedijk et Kool[1992] et Bordes, Girardin et Marimoutou[1996], ces derniers rejetant HDA seulement dans le cas français et concluant contrairement aux précédents à un SME asymétrique pour les autres pays. Le travail d'Uctum[1995] départage les résultats sur la validation ou non de HDA ; il trouve en effet, dans une analyse en termes de réponses des banques centrales européennes et des marchés monétaires aux innovations monétaires venant d'Europe et d'ailleurs (respectivement asymétries européenne et internationale), que HDA (asymétrie européenne et internationale) est vérifiée avant la Réunification allemande et non après avec des taux d'intervention, que seule l'asymétrie européenne l'est avant 1990 avec des taux courts et que HDA n'est pas confirmée après 1990 quelque soient les taux. Mais cette analyse réalisée sur plusieurs régimes, tout comme celle de Fratianni et Von Hagen[1990]⁴, nécessitent la stabilité dans le temps des paramètres du modèle pour que l'inférence soit correcte. La stratégie proposée par Hoover apporte une réponse à ce problème en permettant de tirer de l'information de cette instabilité structurelle.

2. Une nouvelle approche de la causalité : la stratégie de Hoover

La stratégie d'inférence causale proposée par Hoover repose sur les implications d'une intervention affectant un paramètre de contrôle sur la stabilité relative des distributions marginale et conditionnelle d'une variable d'intérêt. Il part du constat théorique que la distribution jointe entre deux variables ra et rf ⁵ décrivant le processus générant les données (DGP), inobservable, admet deux représentations équivalentes sous forme de partitions, produits de distributions marginales et conditionnelles interprétées comme des régressions linéaires dans le cas où la distribution jointe suit une distribution normale. Soit,

$$(1) \quad D(ra, rf) = D(ra | rf).D(rf) = D(rf | ra).D(ra) .$$

La première factorisation s'interprète comme rf cause ra et la seconde comme ra cause rf . Dans un seul « régime », il n'y a pas de véritable choix entre les deux factorisations et on ne peut pas discriminer entre les deux schémas causals implicites ; on parle d'*équivalence observationnelle*. Hoover spécifie qu'on ne peut déterminer la structure causale que si le DGP est soumis à des interventions, en tant que changements de régime dans les paramètres gouvernant les variables, interprétables, c'est-à-dire associées à un des deux processus. Dans

⁴ Fratianni et Von Hagen[1990] utilisent une modélisation multivariée des taux d'intérêt à court terme de sept pays du SME fonction de leurs propres retards ainsi que de ceux de l'inflation et de l'accroissement du produit domestiques et des taux d'intérêt américains. Les différentes hypothèses que sont l'isolement mondial et européen, l'indépendance des politiques monétaires des pays membres vis-à-vis de la politique allemande et l'indépendance de cette dernière, sont interprétées en termes de causalité à la Granger et testées sur deux sous-périodes 79:4-83:3 et 83-4-88:4

⁵ ra et rf sont les taux d'intérêt à court terme allemands et français

chacune des partitions, la distribution marginale peut représenter par exemple une règle de politique monétaire, et les changements dans cette distribution peuvent être interprétés comme des *interventions* de politique monétaire porteuses d'information sur l'ordre causal. Par exemple, si on suppose l'existence d'interventions dans le processus de détermination des taux français rf, alors $D(rf | ra)$ et $D(rf)$ vont changer. Maintenant si on suppose en plus que ra cause rf, alors, ces interventions sur rf vont laisser stable ou invariant $D(ra)$, mais pas $D(ra | rf)$. Maintenant, avec ra causant toujours rf mais cette fois avec des interventions sur ra, $D(ra)$, $D(rf)$ et $D(ra | rf)$ ne vont pas rester stables tandis que $D(rf | ra)$ va le rester. En l'absence de restrictions croisées, les propositions suivantes sont présentées dans le tableau 1 suivant et illustrées dans un exemple simple tiré de l'article de Hoover[1990, 1991]⁶.

Tableau 1

	INTERVENTIONS DANS :	
	A	B
B cause A	D(A) instable D(A B) instable D(B A) instable D(B) invariant	D(B) instable D(B A) instable D(A) instable D(A B) invariant
A cause B	D(A) instable D(A B) instable D(B) instable D(B A) invariant	D(B) instable D(B A) instable D(A B) instable D(A) invariant

L'invariance des relations causales à des interventions sur les paramètres, autrement dit à des interventions de contrôle « direct », permet de mettre en évidence l'ordre causal. La solution au problème d'équivalence observationnelle réside donc dans l'existence d'un expérimentateur pouvant altérer les paramètres du système causal. L'originalité du concept de causalité au sens de Hoover réside dans le fait qu'un simple conditionnement d'une variable par une autre, caractérisée par une marginale instable, suffit à la rendre stable et à engendrer un ordre causal. En effet, si une intervention sur B déstabilise la distribution marginale de A, mais que la prise en compte de B permet de la rendre stable, alors B cause A au sens de Hoover. L'instabilité véhicule l'information ; on peut parler d'*instabilité créatrice* car c'est au moment où une rupture apparaît dans le processus que la causalité se révèle. En général, il est reconnu que les décisions de politique ainsi que les prévisions demeurent incorrectes lorsque les paramètres changent ; cette stratégie permet d'en tirer partie au contraire.

Considérons un exemple simple d'un DGP dans lequel les taux allemands ra causent les taux français rf :

⁶ Pour une autre intuition de ces propositions, se reporter à l'exemple théorique proposé par Walsh[1988]. Il précise que les procédures pour identifier les changements dans les processus sont sensibles au choix des variables explicatives et que l'identification empirique de la date des changements de régime est importante.

$$(2) \quad rf = \alpha \cdot ra + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$(3) \quad ra = \beta + v \quad v \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$(4) \quad \text{où } \text{cov}(\varepsilon, v) = 0, \quad E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_{t-j}) = 0 \quad \text{et} \quad E(v_t \cdot v_{t-j}) = 0 \quad \text{pour } j=1, \dots, \infty.$$

La forme réduite des équations (2) et (3) est la suivante :

$$(5) \quad \begin{cases} rf = \alpha \cdot \beta + \alpha \cdot v + \varepsilon \\ ra = \beta + v \end{cases}$$

Considérons maintenant les deux partitions possibles de la distribution de probabilité jointe $D(ra, rf)$ ⁷ :

$$(6) \quad D(rf|ra) = N(\alpha \cdot ra; \sigma_\varepsilon^2)$$

$$(7) \quad D(ra) = N(\beta; \sigma_v^2)$$

$$(8) \quad D(ra|rf) = N\left(\frac{[\alpha \cdot \sigma_v^2 \cdot rf + \beta \cdot \sigma_\varepsilon^2]}{[\alpha^2 \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2]}; \frac{[\sigma_v^2 \cdot \sigma_\varepsilon^2]}{[\alpha^2 \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2]}\right)$$

$$(9) \quad D(rf) = N(\alpha \cdot \beta; \alpha^2 \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2)$$

On suppose que chacune des distributions marginales peut représenter une règle de politique monétaire ; un changement dans un des paramètres de la marginale peut donc être interprété comme une intervention porteuse d'information sur la conduite de cette politique monétaire. Supposons que la Buba décide de changer la conduite de sa politique monétaire en jouant sur un des paramètres déterminant les taux d'intérêt allemands, soient β ou σ_v^2 . On constate alors que seule $D(rf | ra)$ n'est pas modifiée. De même, si un des paramètres déterminant les taux français est modifié (α ou σ_ε^2), alors seule $D(ra)$ reste invariante à une telle intervention.

Mais dans la pratique, le problème vient du fait que le DGP n'est pas observable. Pour dépasser cette difficulté, l'idée habituelle en économétrie, est de développer une structure issue de la théorie économique et d'imposer cet ordre causal « a priori » aux données. Le problème dans les questions de contrôle provient de la multiplicité des théories économiques possibles qui engendre plusieurs ordres causals concurrents. En effet, même si l'on peut caractériser

⁷ Les lois des distributions marginales et conditionnelles sont des lois normales; par exemple, la loi conditionnelle de rf sachant ra , soit $D(rf|ra)$, est une loi normale de moyenne $E(rf|ra)$ et de variance $V(rf|ra)$.

l'ordre causal avec des modèles particuliers, « la difficulté ne réside plus dans l'estimation mais dans le choix de l'ordre causal » (Hoover et Sheffrin[1992]). La méthode employée par Hoover pour déterminer l'ordre causal et plus précisément identifier les source, nature et date des changements de régime est donc la suivante. On construit une **chronologie** d'interventions potentiellement importantes dans le processus des deux variables d'intérêt utilisée d'abord pour identifier une ou plusieurs **périodes « tranquilles »**, de référence, sans intervention importante dans ces deux processus. Elles sont indicatives et ne garantissent pas la stabilité des paramètres ; il faut donc en outre une étude économétrique⁸. On **estime** donc ensuite les paramètres des régressions correspondant aux fonctions de distributions marginales et conditionnelles pendant les périodes de référence déterminées par tâtonnement autour des périodes dites « stables institutionnellement » jusqu'à ce que les quatre régressions répondent aux critères de stabilité et de spécification retenus ; l'équivalence observationnelle se vérifie pendant les périodes de « tranquillité » : les **régressions** sont **invariantes** et les coefficients stables. On utilise la démarche de spécification du « général au particulier » de Hendry pour spécifier correctement les régressions à l'intérieur des périodes stables et pour pouvoir isoler les ruptures structurelles « authentiques » des ruptures dans les équations de régression dues à de mauvaises spécifications (critères de normalité, non autocorrélation AR et ARCH des résidus et significativité des coefficients satisfaits). Enfin, on utilise des méthodes de **régression récurrente**, initialisée sur période stable et projetée « backward » (vers l'arrière) et « forward » (vers l'avant), pour étudier la **stabilité relative** des différentes distributions. Cette stabilité relative ainsi que la **coordination des études institutionnelle et économétrique** permet de déterminer des interventions qui changent fondamentalement les règles de politique et de regarder leur effet sur la rupture des relations statistiques stables pour déterminer l'ordre causal. La stabilité relative des quatre régressions (autrement dit de chaque partition) repose sur le nombre de rejets de la stabilité par les différents tests de Chow séquentiels⁹, sur les graphiques des coefficients, des résidus et des statistiques de tests ; une première idée de l'ordre causal en découle. Enfin, l'étude des points de rupture ainsi que leur ordre de sortie et leur interprétation sont analysés afin de connaître la nature de l'intervention ; l'ordre causal est ainsi déterminé. On parle aussi *d'expériences de contrôle* intervenant sous forme *d'expériences naturelles*, ou plutôt *fictives* puisqu'en économie de véritables expériences n'existent pas, car une fois les points de rupture sélectionnés, on repère le premier point de rupture assimilé à une *intervention* (avant ou après la période stable suivant le sens de projection des régressions) et on étudie ensuite le comportement des trois autres régressions en termes de stabilité. La rupture étant de date et de nature connues, il est possible de vérifier de nouveau l'ordre causal en effectuant un test de Chow à cette date pour les régressions restantes. Ces expériences contribuent à l'originalité du concept de causalité « au sens de Hoover » parce que cette

⁸ Toutes les estimations et tests ont été réalisés sous PC GIVE 8.00.

⁹ Les différents tests de stabilité sont présentés au paragraphe 3.3 et plus techniquement dans l'annexe A.

dernière est indissociable de la « causalité naturelle » basée sur des expériences de contrôle et dépasse, en donnant un aspect qualitatif, la simple causalité statistique ou économétrique en termes de prévisibilité.

3. Les interactions entre taux allemands et français : éléments de « périodisation »

Nous présentons maintenant les résultats des premières étapes de la méthode que sont la construction des chronologies d'interventions pour la détermination de la période de stabilité institutionnelle, la caractérisation des données dont leur source, leur degré d'intégration et de cointégration, ainsi que l'estimation des modèles sur les périodes stables.

3.1 Chronologies et choix de la période stable « institutionnellement »

La première étape de la méthode consiste à réaliser une chronologie institutionnelle commune aux variables d'intérêt pour la France et l'Allemagne que sont les taux d'intérêt à court terme afin d'identifier des changements potentiels importants ou des interventions dans les processus gouvernant ces variables. Une telle chronologie doit permettre de déterminer les périodes de référence dites « périodes de tranquillité » au cours desquelles il n'y a pas d'intervention importante. Pour cela, nous ne reportons dans le tableau récapitulatif présenté en annexe B qui servira de base à la détermination de la période stable que les faits qui nous apparaissent les plus significatifs. Nous excluons d'emblée les périodes de choc pétrolier (1973, 1978), de grande instabilité du SME (1983, 1987, 1992, 1993), de krachs boursiers (1987) de réalignement des monnaies, de changements de gouvernement symboles de nouvelles politiques et d'interventions (1981, 1982, 1986, 1988, 1993...) ou encore d'accords et de grands changements internationaux (1971, 1973, 1979, 1985, 1987, 1993...).

Nous avons déterminé approximativement deux périodes de référence pendant lesquelles pratiquement aucune intervention ne sont répertoriées : une première période de référence au cours des années soixante-dix entre les deux chocs pétroliers et plus précisément entre mars 1973 et janvier 1976 et une seconde entre la fin des années quatre-vingts et le début des années quatre-vingt-dix « schématiquement » comprise entre le krach boursier d'octobre 1987 et la crise du SME en septembre 1992. Génin[1995] précise que depuis les Accords du Nyborg en septembre 1987, le SME est resté un pôle de stabilité inébranlable jusqu'en septembre 1992 et n'a pas connu de réalignement des parités du FF par rapport au DM et autres monnaies du SME de 1986 à 1992. Cette période correspond au début du *nouveau SME*. Il faut noter que les événements de 1989 n'ont pas brisé cette stabilité ; bien au

contraire, d'après Jacq, Jondeau, Sédillot[1993], la convergence des taux a été facilitée par l'effet inflationniste de la Réunification allemande d'octobre 1989. En outre, la France pendant cette période se concentre sur une politique de rapprochement de son taux d'inflation avec celui de l'Allemagne et de stabilité, de crédibilité, du franc par rapport au DM ; on assiste aussi à une réduction de l'écart entre taux courts allemands et français, à une déconnexion des deux politiques.

Mais cette détermination ou localisation temporelle nécessite une étude plus fine faisant appel à une étude économétrique de stabilité réalisée sur nos données pour affiner la période stable et poursuivre l'application de cette méthode.

3.2 Caractérisation des données

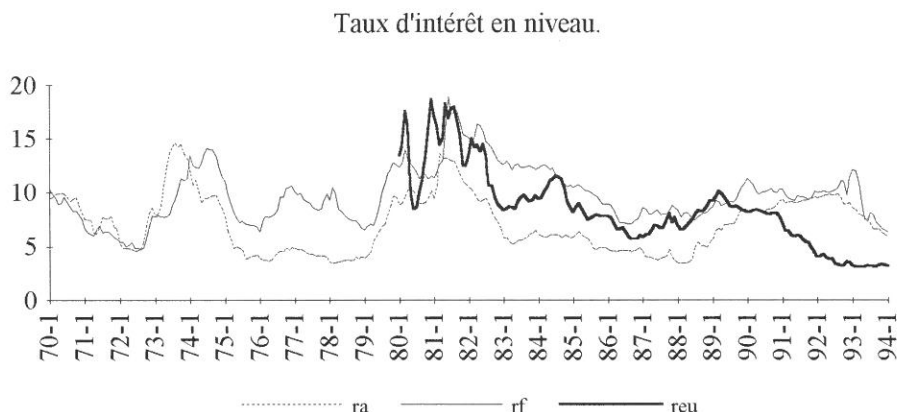
3.2.1 Description et abréviations

Les taux d'intérêt exprimés en pourcentages sont issus de la base de données mensuelles de l'OCDE des « Main Economic Indicators » (MEI). Les taux d'intérêt allemands et français à court terme, notés **rf** et **ra**, que nous avons utilisés de 70 :1 à 94 :1 sont respectivement le PIBOR et le FIBOR à trois mois se référant au taux interbancaire offert à trois mois sur le marché de Paris ou de Francfort.¹⁰ . Le taux américain, noté **reu**, que nous utiliserons en section 5 de 80 :1 à 94 :1, est le taux des certificats de dépôt à trois mois¹¹ .

¹⁰ Le PIBOR est calculé comme « une moyenne arithmétique des taux communiqués par huit organismes représentatifs calculée après élimination de quatre taux extrêmes et les données mensuelles sont des moyennes des taux quotidiens ». Le FIBOR, taux de référence pour les obligations à taux variables en Allemagne, « est obtenu par la méthode de calcul des intérêts sur la base de 365/360 jours; les taux sont des moyennes non pondérées calculées à partir des taux quotidiens et les données se réfèrent à l'Allemagne unifiée à compter de juillet 1990 et à l'Allemagne de l'Ouest auparavant » (Sources et méthodes, OCDE).

¹¹ Ils sont négociés au niveau national et émis par les banques commerciales; les données sont des moyennes des taux journaliers.

Figure 1 : Graphe des taux allemands, américains et français



3.2.2 Tests de racines unitaires D-F et de cointégration (1970 :1-1994 :1)

Les résultats des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller (D-F) présentés dans le tableau ci-dessous¹² indiquent que les deux taux sont intégrés d'ordre un.

Tableau 2

	Variables	Sans constante ¹	Avec constante ²	Avec constante et tendance ³
France	rf	-0,82	-1,64	-1,59
	Drf	-12,21 **	-12,19 **	-12,18 **
Allemagne	ra	-0,96	-1,63	-1,60
	Dra	-10,57 **	-10,56 **	-10,54 **

Avant d'entamer l'estimation des régressions conditionnelles et marginales, il convient d'effectuer une analyse de cointégration. L'existence ou non d'une relation de cointégration conditionne en effet la forme des régressions à estimer et permet dans un modèle ECM de prendre en compte l'information supplémentaire contenue dans les niveaux retardés des variables et donc d'enrichir la dynamique de court terme à celle de long terme.

D'après le **test d'Engle et Granger[1987]** réalisé sur échantillon complet (70 :1-94 :1) avec utilisation des tables de MacKinnon[1991]¹³, quelque soit le sens de la relation de cointégration et avec ou sans constante, on accepte l'hypothèse nulle de racine unitaire dans les résidus, et donc celle de non cointégration. Le test ADF (kmax=20) sur les résidus de la

¹² **/indiquent la significativité aux niveaux 5%/1%. Valeurs critiques : ¹ 5% = -1,94 1% = -2,57 ² 5% = -2,87 1% = -3,455 ³ 5% = -3,42 1% = -3,99

¹³ L'utilisation des tables d'Engle et Yoo[1987] avec deux régresseurs ne change pas les conclusions du test d'Engle et Granger. En effet, les valeurs critiques pour 200 points sont au seuil de 5% 3,37 et 3,25 respectivement pour moins de quatre retards et plus de quatre et au seuil de 10% 3,02 et 2,98 contre 3,35 et 3,06 à 5% et 10 % pour la table de MacKinnon[1991]. PC GIVE utilise les valeurs critiques de la table de MacKinnon[1991].

relation de cointégration $ra_t = a.rf_t + e_t$ donne une statistique de test de -2,47 sans constante dans le modèle et de -2,95 avec constante contre une valeur critique à 5% de -3,35 ; ce sont les résultats les plus proches du refus de l'hypothèse nulle de racine unitaire dans les résidus. L'étude de la stationnarité des différentiels entre taux allemands et français (dans les deux sens) de même que différents autres tests confirment également ce résultat. Conformément aux résultats de cointégration des études récentes menées sur les taux d'intérêt, nous appliquerons la méthodologie Hoover uniquement dans le cas de modèles en différences premières.

3.3 Caractérisation des distributions

Conformément aux modèles bivariés de la littérature existante, les régressions « larges » en différences sont modélisées comme suit : pour les conditionnelles, nous régressons la variable dépendante (expliquée) en différences sur ses propres retards ainsi que les valeurs présente et passées de la variable indépendante (explicative), tandis que pour les marginales, nous régressons la variable dépendante en différences sur ses seules valeurs retardées. Nous aurions pu modéliser cette dernière comme la régression d'une dépendante en différences sur ses propres retards et ceux de la variable indépendante en différences, seul le terme courant de la variable indépendante différenciant les marginales des conditionnelles, mais nous avons jugé l'introduction de l'information contenue dans ces termes perturbatrice dans le cadre d'une analyse de causalité au sens de Hoover. Conformément à la description faite des différentes étapes de la méthode, nous avons procédé à l'estimation successive des régressions « larges » par tâtonnement autour de la période « institutionnellement » stable pour déterminer la période « statistiquement » stable. Les régressions « larges » avec les deux variables ra et rf que sont les taux d'intérêt allemands et français ont la forme suivante (avec Mra , Mrf , Cra et Crf les marginales et les conditionnelles des taux allemands et français) :

$$(10) \quad Crf \quad \Delta rf_t = \alpha + \sum_{j=0}^4 \beta_j \Delta ra_{t-j} + \sum_{k=1}^4 \gamma_k \Delta rf_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$(11) \quad Mra \quad \Delta ra_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta ra_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$(12) \quad Cra \quad \Delta ra_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta ra_{t-j} + \sum_{k=0}^4 \gamma_k \Delta rf_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$(13) \quad Mrf \quad \Delta rf_t = \alpha + \sum_{k=1}^4 \gamma_k \Delta rf_{t-j} + \varepsilon_t$$

Au-delà des critères de spécification des modèles¹⁴, nous avons choisi de retenir un test de Chow « classique »¹⁵ comme critère de stabilité. Afin de renforcer nos résultats de stabilité, nous avons aussi effectué ce test de Chow avec un balayage très large de part et d'autre de la coupure initiale de l'échantillon. Les résultats confirment à l'unanimité la stabilité des régressions. Pour ces quatre régressions en différences, nous avons obtenu deux périodes de stabilité « statistiques » proches de celles déterminées « institutionnellement », à savoir 73 :5-76 :8 et 88 :8-91 :5 avec des données mensuelles de 70 :1 à 94 :1. Pour l'ensemble des régressions sans exception, les résidus récurrents sont largement situés à l'intérieur des bornes que sont leurs écart-types et les statistiques des trois tests de Chow sont toutes inférieures au seuil à 5%. Les résultats des tests de « Chow à balayage » obtenus confirment la stabilité des quatre régressions sur cette période. Seuls les résultats des régressions parcimonieuses sont présentées en annexes.

3.4 Sélection des modèles parcimonieux

L'objet de cette nouvelle étape consiste à réduire les régressions « larges » en supprimant les variables peu significatives en appliquant la démarche du « général au particulier » proposée par Hendry. A chaque variable enlevée, nous avons testé de nouveau la stabilité de la régression avec le test de « Chow à balayage » présenté en annexes¹⁶ et les trois tests de Chow séquentiels ainsi que la normalité et les non autocorrélation AR et ARCH des résidus afin de conserver ses bonnes propriétés. Un test de Chow « classique » de la première moitié de l'échantillon contre l'échantillon complet et un test de nullité des coefficients des variables enlevées des régressions larges noté « nested ADL(.) » comme dans les papiers de Hoover sont également présentés. Les modèles parcimonieux pour les deux variantes sont les suivants, les tests de spécification et de stabilité étant présentés en annexes :

¹⁴ Ces tests de diagnostic sont la significativité des coefficients, le pouvoir explicatif des régresseurs, à savoir le test joint de nullité de leur coefficient sauf de celui de la constante, le test de normalité, le test LM d'autocorrélation, basé sur la régression des résidus provenant du modèle de départ sur l'ensemble des régresseurs de ce modèle et les retards des résidus et dont l'hypothèse nulle est celle de résidus bruits blancs (le corrélogramme et le dw sont inutiles lorsque le modèle contient des retards de la variable dépendante comme régresseurs) et un test de constance de la variance des résidus contre une structure ARCH de ces derniers obtenu en régressant les résidus au carré sur leurs retards et une constante.

¹⁵ Ce test de Chow classique est un test de la première moitié de l'échantillon contre l'échantillon total. Les trois tests de Chow séquentiels et le graphique des résidus récurrents pour les quatre régressions sur les deux périodes stables confirment également la stabilité. Ils sont présentés en détail dans l'annexe A.

¹⁶ Pour ne pas alourdir le tableau, ne sont reportés que les maxima et minima des statistiques du test de "Chow à balayage" sur un quart des observations de l'échantillon total de part et d'autre de la coupure médiane. Le balayage sur l'échantillon total permet de toute façon d'accepter l'hypothèse de stabilité pour l'ensemble des régressions, mis à part pour deux statistiques de test des premières observations contre l'échantillon total.

Mrf	Drf _t	=	0,042	+	0,310 Drf _{t-1}	+	0,306 Drf _{t-3}						
	[prob]		[0,6680]		[0,0527]		[0,0573]						
Mra	Dra _t	=	- 0,108	+	0,476 Dra _{t-1}	+	0,298 Dra _{t-3}	-	0,310 Dra _{t-4}				
			[0,1991]		[0,0006]		[0,0510]		[0,0284]				
Crf	Drf _t	=	0,057	+	0,401 Dra _{t-3}	-	0,209 Dra _{t-4}	+	0,316 Drf _{t-1}	+	0,255 Drf _{t-3}		
			[0,5463]		[0,0153]		[0,2167]		[0,0550]		[0,0972]		
Cra	Dra _t	=	- 0,122	-	0,408 Dra _{t-1}	+	0,278 Dra _{t-2}	-	0,262 Dra _{t-4}	+	0,322 Drf _{t-2}	-	0,334 Drf _{t-4}
			[0,0979]		[0,0027]		[0,0419]		[0,0202]		[0,0098]		[0,0069]
		+	0,134 Drf _t										
			[0,2425]										

Modèles parcimonieux 73 :5-76 :8

Mrf	Drf _t	=	0,038	+	0,548 Drf _{t-1}	-	0,224 Drf _{t-2}	-	0,127 Drf _{t-4}				
	[prob]		[0,4441]		[0,0037]		[0,1856]		[0,4286]				
Mra	Dra _t	=	0,122										
			[0,0096]										
Crf	Drf _t	=	- 0,083	+	0,748 Dra _t	+	0,256 Dra _{t-4}	+	0,516 Drf _{t-1}	-	0,199 Drf _{t-2}	-	0,321 Drf _{t-4}
			[0,0876]		[0,0000]		[0,0730]		[0,0005]		[0,1162]		[0,0189]
Cra	Dra _t	=	0,156	+	0,001 Dra _{t-1}	-	0,061 Dra _{t-2}	-	0,155 Dra _{t-3}	-	0,238 Dra _{t-4}	+	0,608 Drf _t
			[0,0057]		[0,9914]		[0,6100]		[0,2941]		[0,1005]		[0,0000]
					- 0,221 Drf _{t-1}	+	0,227 Drf _{t-3}	+	0,149 Drf _{t-4}				
					[0,1256]		[0,0719]		[0,3672]				

Modèles parcimonieux 88 :8-91 :5

4. Stabilité relative des relations et inférence causale

Cette nouvelle étape consiste à étudier la stabilité relative des quatre régressions conditionnelles et marginales en dehors des périodes stables. Pour cela, nous testons la stabilité de chaque régression projetée « forward » (vers l'avant) et « backward » (vers l'arrière) à l'aide des MCO récursifs initialisés sur la période stable. Les tests de stabilité reportés dans le tableau 3 suivant sont des tests de Chow séquentiels (test récursif à un pas, test à base constante et test à horizon constant) dont les statistiques sont explicitées dans l'annexe A.

4.1 Projections « backward » et « forward »

4.1.1 Régressions Mrf(1)¹⁷, Cra(1), Mra(1) et Crf(1) backward (73 :4 à 70 :1)

Au regard du tableau 3, Cra(1) est sans aucun doute la régression la plus instable, et notamment plus instable que Mra(1) ; l'omission des taux français stabilise les taux allemands

¹⁷ Mrf(1) et Mrf(2) sont respectivement les marginales des taux français estimées sur la première et la seconde période stable.

qui semblent *causer* au sens de Hoover les taux français. La stabilité de Cra(1) est refusée par les trois tests et les statistiques du ratio et du maximum du récursif à un pas sont les plus importantes des statistiques des quatre régressions. Cependant cette affirmation est à nuancer lorsqu'on examine les graphiques des tests, coefficients et résidus. En effet, il semblerait par contre que ce soit plutôt la marginale qui soit plus instable que la conditionnelle ; ses coefficients, malgré leur forte ressemblance avec ceux de Cra, semblent plus instables. Nous retenons cependant le résultat provenant du nombre de tests rejetant la stabilité et de l'ordre de sortie des points de rupture du test à horizon constant (plaçant en premier le point de rupture de Cra(1)). Les régressions Mrf(1) et Crf(1) montrent quant à elles un schéma pratiquement identique ; deux tests sur trois permettent de refuser l'hypothèse de stabilité et les statistiques, identiques, montrent un unique point de rupture en 72 :10, de même que les graphiques des résidus et des coefficients. C'est donc la partition D(Drf|Dra).D(Dra) qui semble la plus stable et les taux allemands *causent* au sens de Hoover les taux français. Le fait que le point de rupture 72 :10 soit commun aux deux variables, qu'il ne soit pas associé clairement à un des deux processus de détermination des variables et que le point de rupture issu du récursif à un pas le plus loin de la période stable, autrement dit le dernier à sortir, soit celui de Cra(1) peut amener à nuancer ce résultat¹⁸ d'autant plus que l'étude institutionnelle sur cette sous-période a été difficile à mener et que Mra(1) est aussi instable que Crf(1).

4.1.2 Régressions Mrf(1), Cra(1), Mra(1) et Crf(1) forward (76 :9-88 :7)

Sur échantillon hors période complet, on ne peut déterminer l'ordre causal et l'indétermination réside dans le fait que les deux partitions ne se distinguent pas en termes de stabilité ; les quatre régressions sont deux à deux identiques, Mrf(1) et Crf(1) étant les plus stables (seuls les coefficients récursifs de Dra_{t-3} et Dra_{t-4} sont instables) et Cra(1) et Mra(1) les plus instables dont tous les coefficients montrent un changement de régime très prononcé autour de 81 :3. L'intérêt de couper l'échantillon hors période en deux au milieu de la période de projection réside dans la recherche d'une précision plus grande dans la localisation des points de rupture et dans la détermination d'un ordre causal. En effet, il est cette fois possible de se prononcer en faveur d'un certain ordre causal. C'est Crf(1), conditionnelle des taux français, qui est la plus stable ; en effet, seul le test récursif à un pas refuse l'hypothèse de stabilité dont la statistique de test est la plus faible des quatre régressions. Cette plus grande stabilité relative est renforcée par le graphique des résidus dont les écart-types, ne laissant pas apparaître de véritable rupture, sont constants (à part autour de 81 :5) et par les coefficients constants pour trois d'entre eux (figure F-2)¹⁹. L'introduction des taux allemands ne déstabilise pas les taux français. En effet, Mrf(1) est sans aucun doute plus instable que Crf(1) :

¹⁸ L'étude de causalité à la Granger menée sur cette période permet de confirmer la causalité des taux allemands vers les taux français.

¹⁹ Les différents graphiques des résidus et coefficients sont présentés en annexes F.

deux tests sur trois conduisent à rejeter la stabilité, les résidus laissent apparaître un fort décrochement autour de 81 :5 et ses coefficients Dr_{t-1} et Dr_{t-3} communs à $Cr_f(1)$ sont plus instables et laissent apparaître un changement de régime net en 81 :5 (figure F-1). Les graphiques des résidus avec un très net décrochement en 81 :3 et un moindre en 79 :4 ainsi que celui des coefficients qui confirment tous l'existence d'un point de rupture en 81 :3 (figure F-3), en plus des statistiques de test, révèlent la plus grande instabilité de $Cr_a(1)$ et $Mra(1)$. L'introduction des taux français dans les taux allemands n'apporte rien en termes de stabilité ; les deux régressions $Cr_a(1)$ et $Mra(1)$ sont peu dissociables. Les résultats sont clairs : la partition la plus stable est donc $D(Dr_f|Dra).D(Dra)$ avec $Mra(1)$ plus instable que $Cr_f(1)$ et les taux allemands *causent* au sens de Hoover les taux français.

4.1.3 Régressions $Mra(2)$, $Cr_a(2)$, $Mra(2)$ et $Cr_f(2)$ forward (91 :6-94 :1)

Si on se reporte aux résultats des tests de stabilité, c'est $Mra(2)$ qui est cette fois la plus stable de toutes. Le test à base constante permet d'accepter la stabilité et la statistique du maximum du récursif à un pas est de deux à six fois moins importante que les autres. Les trois autres régressions sont assez comparables en termes d'instabilité et 92 :9 est un des points de rupture commun très significatif avec 92 :11 même s'il semblerait, au regard des résultats des tests de stabilité, que ce soit Cr_a qui soit la plus stable. Le faible nombre de points sur cette période permet assez peu aux coefficients d'être informatifs sur la stabilité relative des régressions ; ils ne présentent pas pour la plupart un réel changement de régime comme c'était le cas auparavant et sont assez proches. Les résidus sont très instables et sortent beaucoup des bornes surtout après 92 :9 excepté pour $Mra(2)$ pour laquelle les écart-types sont les moins variables et exemptes de décrochement. C'est toujours la partition $D(Dr_f|Dra).D(Dra)$ qui est la plus stable et les taux allemands qui *causent* au sens de Hoover les taux français. Mais contrairement à l'étude forward précédente sur la période 76 :9-84 :1, les régressions marginale et conditionnelle des taux allemands ne sont pas semblables, ce qui signifie que l'omission des taux français dans les taux allemands les stabilisent et que la causalité des taux allemands vers les taux français aurait subi un **amoindrissement** à partir de cette deuxième période stable d'autant plus qu'il semblerait que les interventions apparaissent plutôt dans les taux français.

Tableau 3 : Tests de stabilité

Régressions	Direction	Tests de Chow séquentiels ¹					
		Récursif à un pas			Base-Cste	Horizon constant	
		Maximum normalisé ³	Date du maximum	Ratio ⁴	Break point ⁵ [prob-val]	Date du maximum [prob-val]	Maximum normalisé
Mrf(1) ²	backward 73 :4 - 70 :5	2,42	72 :10	0,04	-	72 :10 [0,0120]	1,381
Cra(1)	backward 73 :4 - 70 :5	3,346	72 :1	0,15	72 :1 [0,0471]*	73 :4 [0,0454]*	1,045
Mra(1)	backward 73 :4 - 70 :5	1,94	72 :10	0,1	-	72 :10 [0,0342]*	1,102
Crf(1)	backward 73 :4 - 70 :5	2,411	72 :10	0,045	-	72 :10 [0,0133]**	1,368
Mrf(1)	forward 76 :9 - 88 :7	5,356	81 :5	0,035	-	-	-
Cra(1)	forward 76 :9 - 88 :7	7,598	81 :3	0,049	-	88 :7 [0,0287]*	7,598
Mra(1)	forward 76 :9 - 88 :7	5,907	81 :3	0,064	-	88 :7 [0,0418]*	1,0994
Crf(1)	forward 76 :9 - 88 :7	3,508	81 :5	0,035	-	-	-
Mrf(1)	forward 76 :9 - 84 :1	5,356	81 :5	0,056	-	81 :5 [0,0009]**	1,49
Cra(1)	forward 76 :9 - 84 :1	7,598	81 :3	0,067	-	81 :1 [0,0003]**	1,635
Mra(1)	forward 76 :9 - 84 :1	5,907	81 :3	0,056	-	81 :1 [0,0027]**	1,39
Crf(1)	forward 76 :9 - 84 :1	3,508	81 :5	0,056	-	-	-
Mrf(2)	forward 91 :6 - 94 :1	6,993	92 :12	0,125	92 :11 [0,0472]*	92 :11 [0,0000]**	5,607
Cra(2)	forward 91 :6 - 94 :1	4,315	92 :9	0,125	92 :11 [0,0426]*	92 :9 [0,0098]**	1,047
Mra(2)	forward 91 :6 - 94 :1	1,977	92 :10	0,125	-	92 :9 [0,0029]**	1,437
Crf(2)	forward 91 :6 - 94 :1	8,647	92 :12	0,187	91 :6 [0,0229]*	92 :9 [0,0000]**	7,018

1: Ces trois tests sont présentés en annexes.

2: (1) pour une régression estimée sur la première période stable et (2) sur la seconde période stable.

3: Il s'agit de la valeur de la statistique maximale du test de Chow récursif à un pas normalisée par sa valeur critique à 5%.

4: Il s'agit du nombre de rejet de l'hypothèse nulle de stabilité sur le nombre total de statistiques.

5: Il s'agit de la date à laquelle la statistique du test de Chow à base constante excède pour la première fois la valeur critique à 5%

4.2 Interprétation des points de rupture et ordre causal

Le tableau ci-dessous fournit un récapitulatif des résultats des tests de stabilité présentés précédemment pour chacune des quatre régressions et permet de vérifier rapidement la stabilité relative des partitions. Les « + » correspondent au refus de l'hypothèse nulle de stabilité (il existe un point de rupture bien identifié) et les « - » à son acceptation.

Tableau 4 : Récapitulatif des tests de stabilité

Régressions	Direction	Récuratif	Base-C	Horizon-C
Mrf(1)	73 :4-70 :5	+	-	+
Cra(1)	73 :4-70 :5	+	-	+
Mra(1)	73 :4-70 :5	+	-	+
Crf(1)	73 :4-70 :5	+	-	+
Mrf(1)	76 :9-84 :1	+	-	+
Cra(1)	76 :9-84 :1	+	-	+
Mra(1)	76 :9-84 :1	+	-	+
Crf(1)	76 :9-84 :1	+	-	-
Mrf(2)	91 :6-94 :1	+	+	+
Cra(2)	91 :6-94 :1	+	+	+
Mra(2)	91 :6-94 :1	+	-	+
Crf(2)	91 :6-94 :1	+	+	+

En résumé, les résultats sur la période 73 :4-70 :1 demeurant difficile à interpréter en termes de causalité au sens de Hoover, nous concluons à la causalité des taux allemands vers les taux français sur la période 76 :9-88 :7 et à une causalité mutuelle des taux allemands et français sur la période 91 :6-94 :1 laissant la contrôlabilité des taux allemands sur les taux français s'amoinrir et la politique monétaire française prendre de l'autonomie.

Le tableau ci-dessous renforce l'amoinrissement de la causalité mise en évidence précédemment. Après la seconde période stable, d'après les points de rupture, les taux allemands semblent *causer* les taux français (92 :12) puisque Mra(2) est stable, mais les taux français semblent également *causer* au sens de Hoover les taux allemands (92 :9) avec cette fois Mrf(2) stable. On peut donc penser que les taux allemands et français se causent mutuellement comme le montre le nombre plus important de points communs aux régressions. Le point 80 :3 commun n'apparaît pas quant à lui dans Mra(1), ce qui implique que les taux allemands *causent* au sens de Hoover les taux français. De plus, ce point de rupture est associé à une intervention dans le processus de détermination des taux français, ce qui confirme le sens de causalité des taux allemands vers les taux français²⁰.

²⁰ Se reporter à la grille de causalité présentée dans la partie méthodologique.

Tableau 5 : Récapitulatif des points de rupture du test récursif à un pas

Mrf	Crf	Mra	Cra	Interventions
		71 :11		?
		72 :1	72 :1	Dévaluation du \$ en décembre 71.
72 :10	72 :10	72 :10	72 :10	Sommet de Paris ; redressement brutal des taux français
			73 :4	Réévaluation du DM de 3% et flottement concerté des monnaies européennes
			73 :5	?
	78 :2			Baisse des taux français suite aux élections (mars).
		79 :4	79 :4	Entrée en vigueur du SME en mars
80 :3	80 :3		80 :3	Réponse des taux français aux mesures restrictives US
80 :4	80 :4			?
		81 :1	81 :1	L'ECU remplace l'unité de compte dans les actes officiels.
		81 :2	81 :2	Suppression du taux Lombard pour certains prêts.
		81 :3	81 :3	Réalignement du DM par rapport au SME et \$
		81 :4	81 :4	?
81 :5	81 :5			Changement de gouvernement en France ; dévaluation FF.
81 :6				La Commission fait propositions pour Europe de la seconde génération ; relèvement des taux d'intérêt français.
81 :7	81 :7			?
	91 :6			?
	91 :7			?
	92 :9	92 :9	92 :9	Crise du SME
		92 :10	92 :10	Baisse des taux allemands (assouplissement poli monétaire)
92 :11	92 :11			Attaques sur le FF en octobre.
92 :12	92 :12		92 :12	?
		93 :1		Désinflation engagée et véritable baisse des taux allemands.
93 :4	93 :4			Politique libérale du nouveau gouvernement en mars.
			93 :5	Approbation du Traité par le référendum danois.
93 :8		93 :8		Crise du SME et élargissement des marges de fluctuations à +/- 15%.

Nous avons enfin réalisé une dernière expérience ; il s'agit de repérer le premier point de rupture (avant ou après la période stable suivant le sens de projection des régressions) assimilé à une *intervention* dans le même processus et étudier ensuite le comportement des trois autres régressions en termes de stabilité. La rupture étant de date et de nature connues, il est possible ensuite de vérifier l'ordre causal en effectuant un test de Chow à cette date pour les régressions restantes à partir du tableau suivant.

Tableau 6 : Principaux points de rupture issus du tableau 3

Mrf	Crf	Mra	Cra	INTERVENTIONS
72 :10	72 :10	72 :10	72 :1	AMERICAINE FRANCAISE
		79 :4 81 :3	79 :4 81 :3	EUROPEENNE ALLEMANDE FRANCAISE
81 :5	81 :5			
92 :12	92 :12	92 :10	92 :9	ALLEMANDE ALLEMANDE FRANCAISE

Sur la première sous-période, nos résultats ne nous permettent pas de conclure à un ordre causal déterminé car toutes les régressions sont stables y compris celle dans laquelle nous avons relevé une intervention. En revanche sur la deuxième sous-période et dans le sens d'une projection forward, avec 79 :4 comme date connue de rupture pour les taux allemands dans le test de Chow, il apparaît que les taux allemands *causent* « au sens de Hoover » les taux français. Voici nos résultats :

Tableau 7

REGRESSIONS	STATISTIQUE [prob-value]	VALEUR CRITIQUE (5%)	CONCLUSION
Mrf	F(69,67)=1,5282 [0,0416] *	1,43	INSTABLE
Cra	F(69,63)=1,8053 [0,0092] **	1,43	INSTABLE
Mra	F(69,66)=1,5756 [[0,0323] *	1,43	INSTABLE
CrF	F(69,65)=1,0687 [0,3942]	1,43	STABLE

Sur le troisième et dernier sous-échantillon (91 :6-94 :1), nous avons pris 92 :9 comme première intervention et date de rupture connue pour le test de Chow. L'ensemble des régressions étant instable à cette date, nous avons pris en compte l'existence d'une intervention non pas dans les taux allemands mais dans les taux français à la date de rupture connue 92 :12 et les résultats conduisent à la causalité des taux français vers les taux allemands. Les résultats que nous obtenons cette fois sans ambiguïté sont les suivants :

Tableau 8

REGRESSIONS	STATISTIQUE [prob-value]	VALEUR CRITIQUE (5%)	CONCLUSION
Mrf	F(13,50)=3,3769 [0,0009] **	1,92	INSTABLE
Cra	F(13,44)=1,2161 [0,2993]	1,92	STABLE
Mra	F(13,52)=2,1851 [[0,0236] *	1,92	INSTABLE
CrF	F(13,47)=2,7066 [0,0063] **	1,92	INSTABLE

Il faut remarquer qu'ils contredisent les résultats obtenus précédemment à travers l'étude de stabilité relative, mais vont cette fois explicitement dans le sens d'un retournement. Il apparaîtrait donc un changement dans l'ordre causal entre les deux périodes stables ; la causalité unidirectionnelle des taux allemands vers les taux français en termes de contrôlabilité se transformerait en causalité inverse. Nous préférons nous prononcer en faveur d'une causalité bidirectionnelle ce qui n'est pas en contradiction avec les faits historiques et les résultats des autres études menées sur ce sujet. En effet, d'après Génin[1995], le succès de ces cinq années de stabilité sont, durant la période dite du *nouveau SME*, la convergence des politiques monétaires vers celle de la banque la plus stricte, à savoir la Buba, la baisse des taux d'inflation et l'union des politiques de lutte, la recherche du meilleur spread entre les pays, résultats d'une coïncidence organisée entre l'objectif traditionnel de la Buba et les objectifs de désinflation des pays à monnaie plus faible, ce qu'on appelle l'ancrage au DM. C'est pour cette raison que l'indépendance des politiques monétaires en termes de crédibilité et l'interdépendance des taux en termes de convergence ne sont pas si éloignés. De toute évidence, de part les faits historiques il y a eu un changement dans l'ordre causal entre les deux

périodes stables : on a assisté à une détérioration de la qualité de l'ancrage suite à la crise monétaire de septembre 1992, justement du fait de la situation particulière de l'Allemagne après la Réunification (hausse de l'inflation, difficulté à maintenir l'excédent courant, gros déficit public...) car l'Allemagne doit maintenir des taux d'intérêt élevés au regards de ses objectifs de stabilité des prix. Ceci peut se visualiser à travers les courbes des taux allemands et français : partout avant les années quatre-vingt dix, les taux allemands précèdent et dominent (en étant inférieurs) les taux français, sauf sur la période avant 1973, ce qui justifierait le manque de clarté des résultats de causalité sur cette période et c'est après la seconde période stable que les deux taux se stabilisent et se rejoignent. Uctum[1995] supporte jusqu'en 1990 le caractère meneur de l'Allemagne dont la politique demeure « exogène » et « coopérative » ensuite. La France semble en effet suivre la politique monétaire de l'Allemagne jusqu'à cette date ; les différentiels de taux se réduisent ensuite, les taux courts allemands sont plus sensibles à des perturbations françaises et les taux français sont un peu moins liés aux taux allemands.

La principale limite à cette variante « bivariée » réside dans le manque de prise en compte de canaux de transmission indirects de la causalité des taux d'intérêt. Nous avons décidé de pallier ce problème en introduisant dans la variante suivante les taux d'intérêt américains.

5. Une extension d'analyse conditionnellement aux taux d'intérêt américains

L'objet de cette seconde variante consiste à examiner si l'introduction des taux américains est un facteur déstabilisant et permet de passer d'une causalité unidirectionnelle des taux allemands vers les taux français à une causalité bidirectionnelle sur la période de *l'ancien SME* comme c'est le cas dans les études empiriques récentes sur la causalité des taux d'intérêt.

Nous avons mené cette étude similairement à la précédente mais sur l'échantillon 80:1-94:1 et avec une modélisation selon **Boswijk[1994]**²¹ tenant compte de l'existence d'une relation de cointégration entre les trois taux d'intérêt allemand, américain et français²².

²¹ Les niveaux retardés d'une période de ra , rf et reu sont directement introduits avec les retards des variables différenciées au lieu de la relation de cointégration estimée préalablement au cours de la première étape d'Engle et Granger[1987] et « réinjectée » ensuite dans le modèle comme c'est le cas dans les représentations ECM classiques. Le test de cointégration se fait directement sur le modèle ECM. Les valeurs critiques sont lues dans les tables de Boswijk[1994] avec k le nombre de variables conditionnantes dans la relation de cointégration. Les statistiques de Wald doivent être multipliées par le nombre de régresseurs en niveau présents dans la relation de cointégration. On accepte l'hypothèse de non cointégration lorsque l'hypothèse nulle de nullité de tous les coefficients des niveaux retardés est acceptée.

²² L'étude d'Engle et Granger[1987] avec les tables d'Engle et Yoo[1987] indique clairement l'existence d'une relation de cointégration entre les trois taux à 5% avec une constante dans le modèle et avec les taux français comme dépendante. En outre, les taux allemands et français apparaissent cointégrés avec les taux américains mais seulement à 10% et avec une constante soit dans la relation de cointégration, soit dans le modèle. Le différentiel $(rf_t - reu_t)$ est stationnaire à 5% avec une constante dans le modèle de même que le différentiel $(ra_t - reu_t)$ mais sans constante dans le modèle. Le test de Kremers, Ericsson, Dolado[1992] (se reporter à l'ouvrage de Harris et Richard[1995] pour une description) refuse également l'hypothèse nulle de non cointégration entre les trois taux avec ou sans constante dans la relation de cointégration, mais

La période de stabilité « statistique » pour cette variante ECM obtenue avec des données de 80 :1 à 94 :1 répondant aux mêmes critères que précédemment est 87 :2-92 :3 ; elle correspond exactement à la période de stabilité du SME. Les résultats des tests de « Chow-balayé » obtenus confirment la stabilité des quatre régressions sur cette période²³. Les modèles parcimonieux sont les suivants :

Mrf	Drf _t	=	0,460	-	0,092 rf _{t-1}	+	0,053 reu _{t-1}	+	0,386 Drf _{t-1}	-	0,216 Drf _{t-2}	-	0,032 Dreu _t
	[prob]		[0,2922]		[0,0566]		[0,7970]		[0,0027]		[0,0851]		[0,7863]
					- 0,171 Dreu _{t-2}	+	0,077 Dreu _{t-3}	-	0,331 Dreu _{t-4}				
					[0,1829]		[0,5498]		[0,0098]				
Mra	Dra _t	=	- 0,303	+	0,051 reu _{t-1}	+	0,132 Dra _{t-1}	-	0,049 Dra _{t-3}	+	0,299 Dreu _t	-	0,068 Dreu _{t-2}
			[0,1755]		[0,0891]		[0,2994]		[0,7020]		[0,0077]		[0,5563]
					- 0,157 Dreu _{t-4}								
					[0,1735]								
Crf	Drf _t	=	1,295	-	0,249 rf _{t-1}	+	0,090 ra _{t-1}	+	0,049 reu _{t-1}	+	0,374 Drf _{t-1}	+	0,239 Dra _t
			[0,0055]		[0,0006]		[0,0038]		[0,0737]		[0,0010]		[0,0591]
					- 0,230 Dreu _{t-4}								
					[0,0491]								
Cra	Dra _t	=	- 0,141	-	0,056 rf _{t-1}	+	0,047 ra _{t-1}	+	0,058 reu _{t-1}	+	0,266 Drf _t	-	0,244 Drf _{t-1}
			[0,7794]		[0,4814]		[0,1994]		[0,0473]		[0,0473]		[0,0583]
					- 0,006 Drf _{t-4}	-	0,093 Dra _{t-2}	+	0,349 Dreu _t	+	0,070 Dreu _{t-2}	-	0,090 Dreu _{t-3}
					[0,9557]		[0,5084]		[0,0041]		[0,5688]		[0,4275]

Modèles parcimonieux 87 :2-92 :3

Aucun des tests de diagnostic n'est significatif à 95% (sauf bien sûr le test joint de nullité de l'ensemble des coefficients des régressions parcimonieuses), ce qui assure une bonne spécification des modèles nécessaire à la détection de vrais points de rupture dans une étape ultérieure²².

5.1 Projections « backward » de 87 :1 à 80 :1

Contrairement à la variante précédente dans laquelle au moins une des régressions était plus stable, dans celle-ci, à la vue des résultats des trois tests sur échantillon complet (présentés en annexes E) aucune ne semble plus stable que les autres. Les trois tests ne permettent pas d'accepter la stabilité, les statistiques du « ratio » sont toutes bien supérieures à 5% et les statistiques du maximum du récursif à un pas et de l'horizon constant sont toutes très élevées et associées à des points de rupture très significatifs dont 81 :3 et 81 :6 retenus respectivement pour les taux allemands par les trois tests et français par deux tests sur trois. La

n'apporte pas de résultats clairs lorsque le modèle prend en compte les deux relations de cointégration avec les taux américains comme référence. La procédure Johansen indique que seule la relation de cointégration $rf-1,513.ra-0,9652.reu=0$ est retenue, (avec vingt retards dans le VAR afin de corriger de l'autocorrélation AR et ARCH pour chaque équation et pour le VAR). Le test ADF sur les résidus de cette relation de cointégration avec vingt retards garantit la stationnarité et donc la cointégration. Le test de Boswijk[1994] conduit à accepter une relation de cointégration entre les trois taux à 5% dans la conditionnelle des taux français et à 10% dans la conditionnelle des taux allemands. Les résultats détaillés sont disponibles auprès de l'auteur.

²³ Se reporter à l'annexe D pour la présentation des résultats.

lecture des graphiques ne nous a pas permis d'éclaircir cette indétermination et comme pour l'autre variante, nous avons décidé de couper l'échantillon à plusieurs endroits et de réexaminer la stabilité relative. Comme pour la première variante, nous avons coupé en 84 :1 ; les résultats ne permettant toujours pas de lever cette indétermination (les deux partitions ayant la même stabilité relative), nous avons coupé l'échantillon pour l'ensemble des régressions en 82 :1, 83 :1, 85 :1 et comme le font Fratianni et Von Hagen[1990], en 83 :3, mais les résultats ne permettent toujours pas de discriminer entre les partitions.

En conclusion, l'instabilité similaire de toutes les régressions ne permet pas de conclure à un ordre causal bien déterminé ; il peut s'agir d'une **causalité bidirectionnelle ou une indépendance entre les deux taux** par exemple. On peut comprendre l'indépendance des taux français de deux manières. En effet, l'indépendance dans le sens d'une plus grande autonomie (plus grande crédibilité de la politique monétaire...) par rapport aux périodes précédentes ou le FF faible était complètement à la merci des taux allemands ne s'oppose pas à une convergence des deux taux et par extension des deux politiques monétaires (interdépendance ou causalité bidirectionnelle au sens de Hoover) ; en effet, la condition à cette convergence et à la coopération entre les deux banques centrales fut justement l'indépendance de la BDF et la crédibilité de sa politique. En termes de stabilité, on peut penser que l'intervention constatée dans les taux allemands, qu'il s'agisse de la régression marginale ou conditionnelle, ne se transmet pas aux taux français et vice versa, ou que l'instabilité de l'une se transmet à l'autre et vice versa, ou encore que les deux interventions constatées correspondent plus à un choc commun qu'individuel puisque les dates des interventions sont relativement proches. Le fait que les marginale et conditionnelle d'une des deux variables soient aussi instables, et que celles de l'autre variable soient identiquement stables sur échantillon restreint nous laisse penser à une indépendance (non causalité au sens de Hoover, non contrôlabilité mutuelle) plutôt qu'à une causalité bidirectionnelle. L'étude institutionnelle nous aidera pour discriminer entre les deux. Rappelons que pour la variante précédente, nous avons conclu à une causalité unidirectionnelle des taux allemands vers les taux français jusqu'en 1987 ; ici, nous concluons à une causalité bidirectionnelle ou à une indépendance des taux ce qui conduit de toute façon à rejeter HDA. Ces résultats doivent être comparés à ceux de la causalité à la Granger des sous-échantillons.

Si on compare maintenant la stabilité des régressions marginales avec ou sans taux américains, on constate en général que dans le sens de projection « backward », les marginales des taux allemands sans taux américains sont aussi instables que celle avec, et que les marginales des taux français sans taux américains sont plus stables que celles avec. On peut alors penser à une influence réciproque des taux américains et allemands et à une non causalité des taux américains sur les taux français ; en effet, l'omission des taux américains ne stabilise

pas (ni ne déstabilise) les taux allemands mais stabilise en revanche les taux français. Ces résultats sont à interpréter délicatement car les sous-échantillons et les périodes stables associées sont différents suivant les variantes et l'application de la méthode de Hoover n'a pas été appliquée directement sur les taux américains.

5.2 Interprétation des points de rupture et ordre causal

D'après cette étude statistique, nous concluons à une indétermination sur le sens de causalité entre les taux allemands et français sur la période 87 :1-80 :1 (indépendance ou causalité bidirectionnelle). Les taux allemands ne causent plus les taux français « unidirectionnellement » au sens d'une contrôlabilité unilatérale comme c'était le cas auparavant. D'après le tableau récapitulatif des points de rupture (non présenté ici), certains points de rupture d'une marginale sont communs à l'autre marginale et certaines interventions « institutionnelles » dans l'un des deux processus sont associées à des points de rupture dans l'autre processus (c'est le cas du point 82 :7) ce qui permettrait de renforcer le choix d'une causalité bidirectionnelle avant 1987. Ce changement de comportement de part la prise en compte des taux américains met en évidence les liens entre les politiques monétaires européennes et américaines avant 1987, date à laquelle le SME entre dans une période de grande stabilité, de processus de convergence des économies européennes et d'affirmation de l'Europe face à des grandes puissances comme les Etats-Unis. Ce qui nous laisse penser que la causalité unidirectionnelle trouvée avant 1987 avec la variante à deux variables serait en fait une causalité indirecte passant par les taux d'intérêt américains masquée par l'unique prise en compte des taux allemands et français. Les taux américains semblent jouer un rôle important dans la détermination des taux européens et nuancer le rôle de leader de l'Allemagne dans la fixation des taux d'intérêt. En effet, l'influence des taux d'intérêt américains jusqu'en 1987 serait à l'origine d'une causalité bilatérale entre taux allemands et français. Ces dernières remarques ne concordent pas avec notre première impression sur l'influence des taux américains sur les taux français. Mais on a vu qu'il serait nécessaire d'appliquer la méthode Hoover avec trois variables, et donc avec la marginale et la conditionnelle des taux américains. Ceci dépasse le cadre de notre analyse. Ces interprétations méritent en revanche des fondements plus solides au travers de l'étude de la causalité à la Granger.

Auparavant, nous avons réalisé notre expérience décrite pour la variante précédente. Les points de rupture détectés au moyen des trois tests sont 81 :3 pour Mra et Cra et 81 :6 pour Mrf et Crf. On peut penser que suite à une première intervention dans les taux français à la fois dans la marginale et la conditionnelle en 81 :6 les deux régressions des taux allemands deviennent instables (raisonnement en backward) ; tout est alors instable et on assiste à une indétermination. Comme il existe à la fois une intervention dans les taux français et une

intervention dans les taux allemands (qui ne sont pas une intervention commune), il est difficile de savoir s'il y a indépendance des taux ou interdépendance. Concernant notre expérience en prenant tour à tour 81 :6 et 81 :3 comme date de rupture connue, nos résultats ne nous permettent pas de conclure sur un ordre causal déterminé car toutes les régressions sont instables, ce qui renforce la validité de nos résultats en termes de « causalité à la Hoover ».

6. Élément de comparaison : une analyse de causalité au sens de Granger

Les résultats de causalité à la Granger²⁴ sont en accord avec les résultats de causalité au sens de Hoover obtenus précédemment ainsi que les études de causalité menées sur ce sujet. Les tests de causalité au sens de Granger bivariés permettent de conclure à la causalité unidirectionnelle des taux allemands vers les taux français sur les trois sous-périodes mais elles ne permettent pas de mettre en évidence le changement dans l'ordre causal détecté au moyen de la méthode de Hoover.

Tableau 9 : Tests de causalité à la Granger bivariés

Période	Retards (rf,ra)	Prob-value de nullité des coefficients		Conclusion
		Dra	Drf	
70 :1-73 :4	(12,12)	[0,0000]**	[0,9577]	ra cause rf rf ne cause pas ra
76 :9-88 :7	(16,15)	[0,0000]**	[0,3483]	ra cause rf rf ne cause pas ra
91 :6-94 :1	(4,6)	[0,0068]**	[0,3606]	ra cause rf rf ne cause pas ra

Les tests de causalité au sens de Granger trivariés permettent de conclure à la causalité bidirectionnelle des taux allemands et taux français, des taux allemands et américains, et des taux français et américains²⁵. La causalité des taux allemands et français semble bien se transmettre à travers les taux américains. On retrouve avant la période stable la causalité bidirectionnelle des taux allemands et français que l'on avait avec la méthode Hoover.

Tableau 10 : Tests de causalité à la Granger trivariés

Période	Retards (rf,ra,reu)	Prob-value de nullité des coefficients			Conclusion	
		Drf	Dra	Dreu		
80 :1-87 :1	(3,9,10)	-	[0,0000]**	[0,0111]*	ra cause rf	reu cause rf
		[0,0026]**	-	[0,0000]**	rf cause ra	reu cause ra
		[0,0003]**	[0,0000]**	-	rf cause reu	ra cause reu

Voici le schéma que l'on peut faire :

²⁴ Une variable X cause au sens de Granger une autre variable Y si les coefficients associés aux valeurs retardées de X sont statistiquement significatifs dans l'équation de Y.

²⁵ Ces résultats sont en accord avec ceux des études empiriques présentées précédemment (section 1).

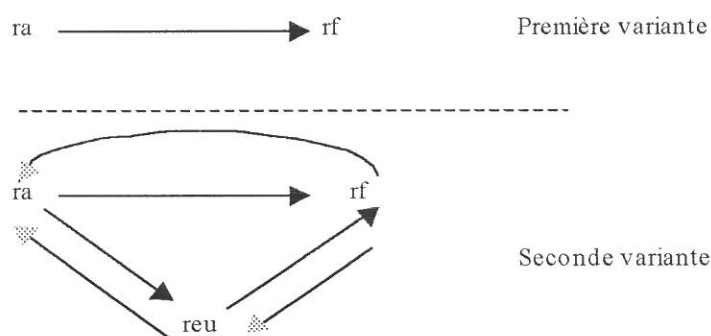


Figure 2

La causalité observée entre les taux européens et américains avant la période stable est soutenue par les faits historiques. Pendant les années soixante-dix et jusqu'au milieu des années quatre-vingts environ, le dollar a un poids très important ; ensuite, c'est le DM qui détient un rôle de plus en plus grand au sein du SME dont la stabilité n'est pas ébranlée par la grande volatilité du dollar. L'étude de Uctum[1995], dans le cas de taux d'intervention, supporte le fait que jusqu'en 1990 les taux allemands réagissent fortement et de façon persistante à des variations des taux de la FED tandis que la réponse des taux français reste beaucoup plus faible ; les réponses des taux allemands et français aux innovations américaines sont par contre de même ampleur pour les taux courts.

Eléments de conclusion

La variante bivariée a permis de conclure en termes de contrôlabilité à une causalité unidirectionnelle des taux allemands vers les taux français entre les deux périodes stables (88 :8-76 :9), à un changement dans l'ordre causal que nous situons approximativement entre les deux périodes stables et plus particulièrement vers 1987 et une interdépendance entre ces deux taux. Nous en avons déduit que le *nouveau SME* est moins asymétrique que *l'ancien* dans un cadre bivarié sans taux américains. La variante trivariée avec taux américains révèle une indépendance (non causalité au sens de Hoover) ou une causalité bidirectionnelle suivant l'interprétation que l'on fait des résultats avant la période stable. Cette dernière remarque justifie le fait que la causalité bidirectionnelle entre les taux allemands et français aurait été masquée par le manque de prise en compte des taux américains dans la variante bivariée et que l'Allemagne ne joue pas seule le rôle de leader dans la fixation des taux d'intérêt. L'hypothèse de dominance allemande peut alors être rejetée (quelque soit l'interprétation choisie) puisque les taux américains exercent une influence sur les taux d'intérêt européens représentés ici par les taux allemands et français.

Références

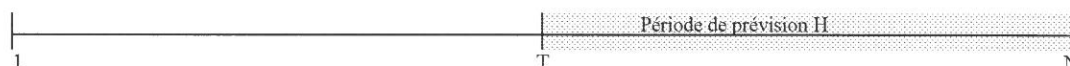
- [1] BANERJEE, DOLADO, GALBRAITH, HENDRY « Co-integration, error-correction and the econometric analysis of non stationary data » (Oxford University Press, Advanced Texts in Econometrics, 1993).
- [2] BORDES, GIRARDIN, VELAYOUDOM MARIMOUTOU « Le nouveau SME est-il plus asymétrique que l'ancien ? » (Economie et Prévision, n°123-124, 1996/2-3, p175).
- [3] BOSWIJK « Testing for an unstable root in conditional and structural error correction models » (Journal of Econometrics, 63, 1994, p37).
- [4] BRUNO « Les fluctuations conjoncturelles en économie ouverte » (thèse de doctorat, 1995).
- [5] CHERIF « Taux d'intérêt en Europe : une asymétrie moins forte » (XIV^{ème} Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire, Université d'Orléans, 5 et 6 juin 1997).
- [6] CHOW « Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions » (Econometrica, vol 28, 3, juillet 1960, p591).
- [7] DOORNIK, HENDRY « PC GIVE : an interactive econometric modelling system » (Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1992).
- [8] DOORNIK, HENDRY « PC GIVE : interactive econometric modelling of dynamic systems » (Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1994).
- [9] ENGLE, GRANGER « Co-intégration and error correction : representation, estimation and testing » (Econometrica, 55, 1987, p251).
- [10] ENGLE, YOO « Forecasting and testing in co-integrated systems » (Journal of Econometrics, 35, 1987, p143).
- [11] FRATIANNI, VON HAGEN « German dominance in the EMS : evidence from interest rates » (Journal of International Money and Finance, 1990, 9, p358).
- [12] GARCIA, JACQUES « Test de causalité monnaie-produit sur données américaines. *Une approche alternative* » (Document de travail, MAD, juillet 1997).
- [13] GENIN « Monnaie européenne enjeux et réflexions » (Economica, Poche, Economie Appliquée, n° 3, 1995).
- [14] GOODHART « La politique monétaire dans les années 90 : objectifs et moyens d'action » (Banque de France, Cahiers Economiques et Monétaires, n°41, 1993).
- [15] HANSEN, JUSELIUS « Manual to cointegration analysis of time series, CATS in RATS » (Institute of Economic University of Copenhagen).
- [16] HARRIS, RICHARD « Using co-integration analysis in economic modelling » (Prentice Hall eds, 1995).
- [17] HENDRY « Dynamic econometrics » (Oxford University Press, Advanced Texts in Econometrics, 1995).
- [18] HERZ, ROGER « The EMS is a greater Deutschmark area » (European Economic Review, 36, 1992, p 1413).
- [19] HOOVER « The causal direction between money and prices » (Journal of Monetary Economics, 27, 1991, p381).
- [20] HOOVER « The logic of causal inference » (Economic Philosophy, vol 6, n°2, oct 1990, p207 et p309).
- [21] HOOVER, SHEFFRIN « Causation, spending and taxes : sand in the sandbox or tax collector for the Welfare State ? » (American Economic Review, n°82, 1, mars 92, p225).
- [22] JACQ, JONDEAU, SEDILLOT « Les politiques monétaires au sein du SME » (Economie et Prévision, n°109, 1993-3, p57).
- [23] JOBERT « Test de racine unitaire : une stratégie et sa mise en oeuvre » (Cahiers Ecomath, Université Paris I, 92-44, 1992).

- [24] JOHANSEN, JUSELIUS « Maximum likelihood estimation and inference on co-integration with application to the demand for money » (Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), mai 1990, p169).
- [25] JUSELIUS « An empirical analysis of the changing role of the german Bundesbank after 1983 » (Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol 58, n°4, nov 1996, p 791).
- [26] KARFAKIS, MOSCHOS « Interest rate linkages within the EMS : a time series analysis » (Journal of Money, Credit and Banking, vol 22, n°3, août 1990, p389).
- [27] KATSIMBRIS, MILLER « Interest rate linkages within the EMS : further analysis » (Journal of Money, Credit and Banking, vol 25, n°4, novembre 1993, p771)
- [28] KOEDIJK, KOOL « Dominant interest and inflation differentials within the EMS » (European Economic Review, 36, 1992, p925).
- [29] MACKINNON « Critical values for co-integration tests » (1991, dans ENGLE, GRANGER (eds) « Long run economic relationships », Oxford University Press, 199 ?, p267).
- [30] OSTERWALD-LENUM « A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics » (Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 1992, p461).
- [31] UCTUM « European integration and asymetry in the EMS » (Federal Reserve Bank of New York, research paper, nov 1995).
- [32] WALSH « Testing for real effects of monetary policy regime shifts » (Journal of Money, Credit and Banking, vol 20, n°3, août 1988).

Annexes

A. Tests de Chow

•Chow[1960] :



Ce test est un test de prévision lorsque H est ajouté à T. Ce test de constance peut revenir à un test de significativité du coefficient d'une variable muette valant 1 en T, T représentant alors le point de rupture. L'autre possibilité consiste à effectuer deux régressions pour les T premières observations et les H autres. La statistique de test est la suivante :

$$(5) \quad S_1 = \frac{(SCR_N - SCR_T) / H}{SCR_T} \xrightarrow{\text{sous } H_0} F(H, T - k)$$

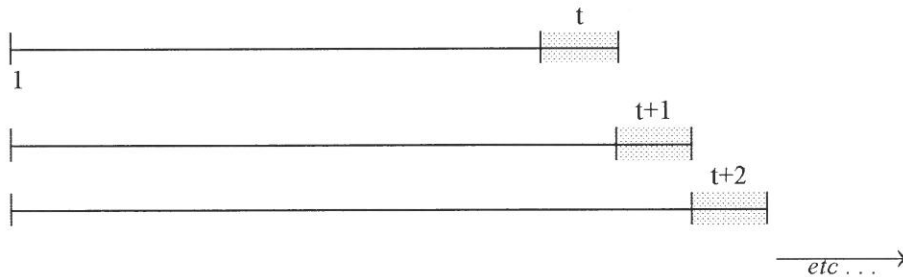
où H_0 est l'hypothèse nulle de constance des paramètres. Une estimation récursive peut être faite pour chaque point de rupture possible dans le cas par exemple où le point de rupture est inconnu. Ce sont les trois tests suivants, variante de Chow[1960].

•Test récursif à un pas :

Il est généralement nommé *one-step-ahead sequential Chow test* ou *one-step forecast test*.

(6) Pour $t = T, \dots, N$ on a :

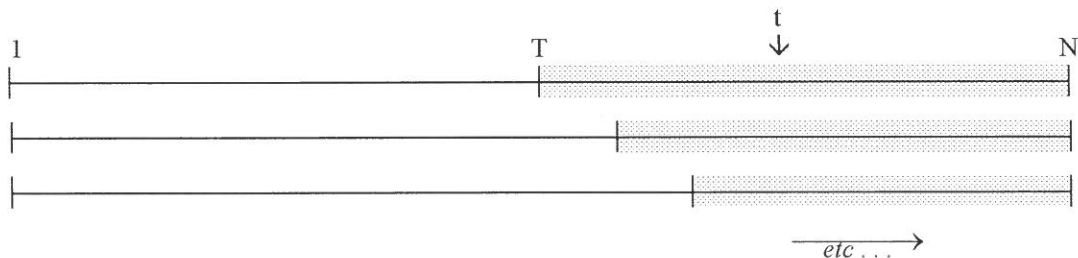
$$S_2 = \frac{(SCR_t - SCR_{t-1})(t - k - 1)}{SCR_{t-1}} \xrightarrow{\text{sous } H_0} F(1, t - k - 1)$$



Dans les tableaux 3 et 10, ne sont reportés que la valeur normalisée de la statistique par sa valeur critique à 5%, la date de la statistique maximum du test de Chow récursif à un pas et la statistique du « ratio » qui fournit le ratio du nombre de rejet de l'hypothèse nulle sur le nombre total de statistiques. En grands échantillons normalement, avec une valeur critique à 5%, environ 5% des statistiques vont être supérieures à la valeur critique.

• **Test séquentiel à horizon constant :**

Il est nommé *Constant-horizon sequential Chow test*, *break-point F-test* ou encore *N decreasing Chow test* ($N \downarrow$ dans PC GIVE car l'horizon H de prévision décroît de gauche à droite, c'est-à-dire que le nombre de prévisions va de $N-T+1$ à 1).



Ce test compare la régression pour $t=1, \dots, N$ à celle pour $t=1, \dots, T-1$ (si $T-1$ représente la dernière observation) puis à celle pour $t=1, \dots, T$, et puis à celle pour $t=1, \dots, N-1$.

La statistique de test est la suivante :

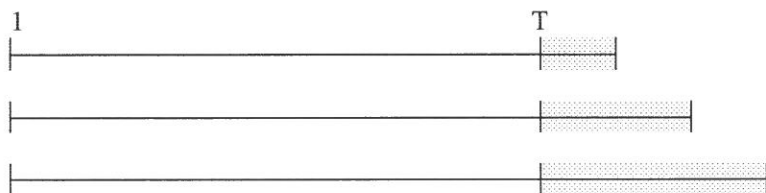
$$(7) \quad S_3 = \frac{(SCR_N - SCR_{t-1})(t - k - 1)}{SCR_{t-1}(N - t + 1)} \xrightarrow{\text{sous } H_0} F(N - t + 1, t - k - 1)$$

L'hypothèse nulle est celle du modèle de 1 à N (avec contrainte de constance des paramètres), et l'hypothèse alternative de n'importe quel changement de t à N. D'après le graphique, si t est le point de rupture, ce test va tendre à accepter la stabilité après t et la rejeter avant. Nous ne reportons dans les tableaux de résultats 3 et 10 que la valeur

(normalisée) et la date de la statistique de Chow maximum. La probabilité associée est également précisée. Il est bien sûr intéressant de regarder l'ensemble des autres statistiques (maxima locaux) afin de détenir une idée générale de la localisation des points de rupture.

• **Test séquentiel à période de base constante :**

C'est aussi ce qu'on appelle le *Constant-base sequential Chow test*.



Il est noté $N \uparrow$ dans PC GIVE car l'horizon de prévision augmente de T à t ($t = T, \dots, N$). La statistique est la suivante :

$$(8) \quad S_4 = \frac{(SCR_t - SCR_{T-1})(T - k - 1)}{SCR_{T-1}(t - T + 1)} \xrightarrow{\text{sous } H_0} F(t - T + 1, T - k - 1)$$

L'hypothèse nulle est celle du modèle de 1 à $T-1$ (période de référence comme nos périodes tranquilles), et l'hypothèse alternative de n'importe quel changement de T à N . T représente soit la première observation de la période tranquille soit la dernière suivant que l'on projette « backward » ou « forward ». Nous résumons l'information contenue par ce test par la statistique nommée « Break point » dans nos tableaux de résultats pour la date à laquelle la statistique de Chow excède pour la première fois la valeur critique à 5%. Nous avons aussi reporté la « prob-value » associée à ce point de rupture.

Remarque : les deux derniers tests ne sont pas indépendants, à savoir que la statistique de test d'une étape dépend de la statistique de l'étape précédente. C'est pour cette raison qu'« on arrête la procédure séquentielle dès qu'une rupture est identifiée » (C.F. Hoover[1991]). Le seul qui soit indépendant, et qui assure que le point de rupture détecté soit bien un vrai point de rupture et non le résultat d'une accumulation d'instabilité de provenance antérieure, est le test récursif à un pas.

B. Chronologies

15 août 1971	Suspension de la convertibilité-or du dollar.
1973	Choc pétrolier. Abandon de Bretton Woods (BW) en mars. Réévaluation du DM de 3%.
Janvier 1976	Accords de la Jamaïque (effondrement de BW ; légalisation du flottement des monnaies).
1978	Second choc pétrolier.
Mars 1978	Baisse rapide des taux d'intérêt français après l'échéance électorale.
13 mars 1979	Démarrage du SME.
1980	Interventions massives de la Buba sur le marché des changes (hausse des taux courts US et appréciation du dollar). Mi-80 : DM déprécié par rapport au dollar jusque mi-81 et hausse des taux allemands CT et j/j.
Mars 1980	Niveau maximum des taux français (annonce de mesures restrictives américaines) ; ensuite, baisse des taux.
Mai 1980	La Buba augmente le taux d'escompte à un des niveaux les plus élevés depuis la Guerre.
Mars 1981	DM réaligné au sein du SME et renforcé par rapport au dollar et baisse des taux.
1 mai 1981	Nouveau gouvernement français. FF dévalué par rapport aux DM et dollar, relèvement des taux (mai, août et sept) et rigueur jusqu'en juin 82.
4 octobre 1981	Réévaluation du DM de 5,5% et dévaluation du FF de 3%.
1982	Arrivée en Allemagne des conservateurs au pouvoir.
12 juin 1982	Réévaluation du DM de 4,25% et dévaluation du FF de 5,75%.
21 mars 1983	DM réévalué de 5,5% et FF dévalué de 2,5%. Crise spéculative au sein du SME (faiblesse du dollar). Buba neutre face aux taux jusque mi-86 et stabilité du taux de change DM/\$.
Septembre 1983	Relèvement (ponctuel) du taux Lombard.
1984	Très forte dépréciation du DM vis à vis du dollar (déconnexion des taux allemands et américains). Continuité de la rigueur en France.
1985	Début du désencadrement du crédit en France, réforme des trois marchés de 85 à 86 et abolition du contrôle des changes de 85 à 90.
Septembre 1985	Accords du Plaza (EU abandonnent le « laissez-faire » en matière de change).
Décembre 1985	Signature de l'Acte Unique.
1986	Contre choc pétrolier et baisse du dollar.
Mars 1986	Libéralisation intégrale des prix en France.
6 avril 1986	DM réévalué et FF dévalué de 3%. Taux allemands inchangés malgré baisse du dollar.
Mai 1986	Sommet de Tokyo
Janvier 1987	FF dévalué de 2% ; crise spéculative au sein du SME (faiblesse du dollar). La Buba baisse ses taux directeurs.
12 janvier 1987	Réévaluation du DM de 3% ; dernier grand réalignement avant crise du SME de sept 92.
Février 1987	Sommet du Louvre (coopération pour stabiliser cours du change à intérieur zones cibles)
Juin 1987	Relèvement des taux suite à ceux des Etats-Unis.
1 juillet 1987	Mise en oeuvre de l'Acte Unique.
Septembre 1987	Accords du Nyborg.
Octobre 1987	Krach boursier.
Nov et déc 1987	Baisse des taux directeurs imposée à la Buba.
Mai et juin 1988	Le DM baisse fortement vis à vis du dollar et monnaies du SME. Hausse des taux de marché allemands (suite à celle des taux américains) en avril, mai et août.
Avril, juin, sept et oct 1989	Relèvement marqué mais ponctuel des taux directeurs allemands (en octobre surtout) du fait des bouleversements politiques et de la déstabilisation des marchés financiers.
Juillet 1990	Unification monétaire allemande ; taux inchangés. Marché unique des capitaux.
Octobre 1991	Resserrement monétaire (tensions inflationnistes) ; relèvement des taux directeurs.
Décembre 1991	Sommet de Maastricht. Nouveau relèvement d'un demi point des taux directeurs.
1992	Jusqu'à la fin 93, interventions incessantes de la BDF (sur les taux de prise en pension).
Février 1992	Signature du traité de Maastricht. Mesures de soutien contre les attaques du FF.
août 1992	Petite baisse des taux allemands au j/j (les taux restant élevés).
Septembre 1992	Crise du SME. Véritable mouvement de baisse des taux allemands dès octobre.
Janvier 1993	mise en place du « Grand Marché ».
A partir de mars 1993	Priorité en France à la stabilité monétaire, mais taux de change moins stable et attaques du FF. Détente des taux à CT par les autorités en avril.
Été 1993	Importantes attaques spéculatives (crise) et conflit franco-allemand en juillet.
2 août 1993	Elargissement des marges de fluctuations à +/- 15%.
Janvier 1994	Indépendance définitive de la Banque de France. Reprise de la hausse des taux français.

C. Tests de spécification des régressions parcimonieuses

C.1 Variante à deux variables (73 :5 - 76 :8)

Statistiques	Mrf	Crf	Mra	Cra
Ecart-type	0,6194	0,5131	0,5847	0,4427
SCR	14,198	9,4797	11,969	6,4695
Normalité	4,4861	0,5752	3,0758	0,9388
Chi ² (2)[prob-val]	[0,1061]	[0,7500]	[0,2148]	[0,6254]
AR 1 - 4 (.)	F(4,33)=0,0401	F(4,32)=1,9375	F(4,31)=0,0845	F(4,29)=2,3423
F(.,.)[prob-val]	[0,9968]	[0,1282]	[0,9866]	[0,0784]
ARCH 4 (.)	F(4,29)=0,9426	F(4,28)=0,8603	F(4,27)=0,4131	F(4,25)=0,6084
F(.,.)[prob-val]	[0,4534]	[0,4997]	[0,7976]	[0,6603]
dw	1,97	2,42	1,96	2,17
R ²	0,2212	0,4363	0,3435	0,6153
Pouvoir explicatif	F(2,37)=5,2552	F(3,39)=9,2908	F(4,35)=4,5788	F(6,33)=8,7987
F(.,.)[prob-val]	[0,0098]	[0,0001]	[0,0044]	[0,0000]
CHOW F(.,.)	F(20,17)=0,3006	F(20,16)=0,3684	F(20,15)=0,2927	F(20,13)=0,8892
[prob-val]	[0,9942]	[0,9817]	[0,9942]	[0,6050]
Nested ADL (.)	F(2,35)=0,0602	F(1,35)=1,7828	F(3,30)=0,2909	F(5,30)=0,3143
F(.,.)[prob-val]	[0,9416]	[0,1904]	[0,8315]	[0,9004]

C.2 Variante à deux variables (88 :8 - 91 :5)

Statistiques	Mrf	Crf	Mra	Cra
Ecart-type	0,2799	0,2588	0,2059	0,1888
SCR	2,3515	2,2103	1,1873	0,8913
Normalité	0,5826	1,9932	0,5295	1,4195
Chi ² (2)[prob-val]	[0,7473]	[0,3691]	[0,7674]	[0,4918]
AR 1 - 4 (.)	F(4,26)=0,8076	F(4,29)=0,1565	F(4,32)=0,4660	F(4,21)=0,3071
F(.,.)[prob-val]	[0,5316]	[0,9585]	[0,7600]	[0,8699]
ARCH 4 (.)	F(4,22)=0,4818	F(4,25)=0,4040	F(4,20)=0,4830	F(4,17)=0,1165
F(.,.)[prob-val]	[0,7488]	[0,8039]	[0,7479]	[0,9748]
dw	1,96	1,92	1,96	2,17
R ²	0,2716	0	0,6322	0,5967
Pouvoir explicatif	F(3,30)=3,7298	-	F(5,28)=9,6261	F(8,25)=4,6247
F(.,.)[prob-val]	[0,0217]	-	[0,0000]	[0,0015]
CHOW F(.,.)	F(17,13)=1,1672	F(17,16)=0,3155	F(17,11)=0,8126	F(17,8)=0,4597
[prob-val]	[0,3946]	[0,9882]	[0,6606]	[0,9152]
Nested ADL (.)	F(1,29)=0,4712	F(4,29)=0,5856	F(1,24)=0,0314	F(4,24)=0,3411
F(.,.)[prob-val]	[0,4979]	[0,6756]	[0,9996]	[0,8475]

C.3 Variante à trois variables (87 :2 - 92 :3)

Statistiques	Mrf	Crif	Mra	Cra
Ecart-type	0,2817	0,2708	0,256	0,2556
SCR	4,2058	4,0333	3,6064	3,332
Normalité	1,0575	5,289	0,2018	2,8244
Chi ² (2)[prob-val]	[0,5893]	[0,0711]	[0,9040]	[0,2436]
AR 1 - 4 (.)	F(4,49)=0,6016	F(4,51)=0,3013	F(4,51)=0,2625	F(4,47)=0,7254
F(.,.)[prob-val]	[0,6632]	[0,8757]	[0,9006]	[0,5790]
ARCH 4 (.)	F(4,45)=0,3092	F(4,47)=0,1902	F(4,47)=0,4856	F(4,43)=0,0952
F(.,.)[prob-val]	[0,8783]	[0,9424]	[0,7462]	[0,9835]
dw	1,98	2	1,88	1,77
R ²	0,2745	0,2044	0,3779	0,3426
Pouvoir explicatif	F(8,53)=2,5073	F(6,55)=0,4275	F(6,55)=5,5694	F(10,51)=2,6587
F(.,.)[prob-val]	[0,0217]	[0,9866]	[0,0004]	[0,0108]
CHOW F(.,.)	F(31,22)=1,3271	F(31,24)=0,4275	F(31,24)=1,0073	F(31,20)=0,7285
[prob-val]	[0,2477]	[0,9866]	[0,4990]	[0,7810]
Nested ADL (.)	F(3,50)=0,1221	F(2,50)=0,2713	F(11,44)=0,3701	F(7,44)=0,4546
F(.,.)[prob-val]	[0,9456]	[0,9267]	[0,9610]	[0,8616]

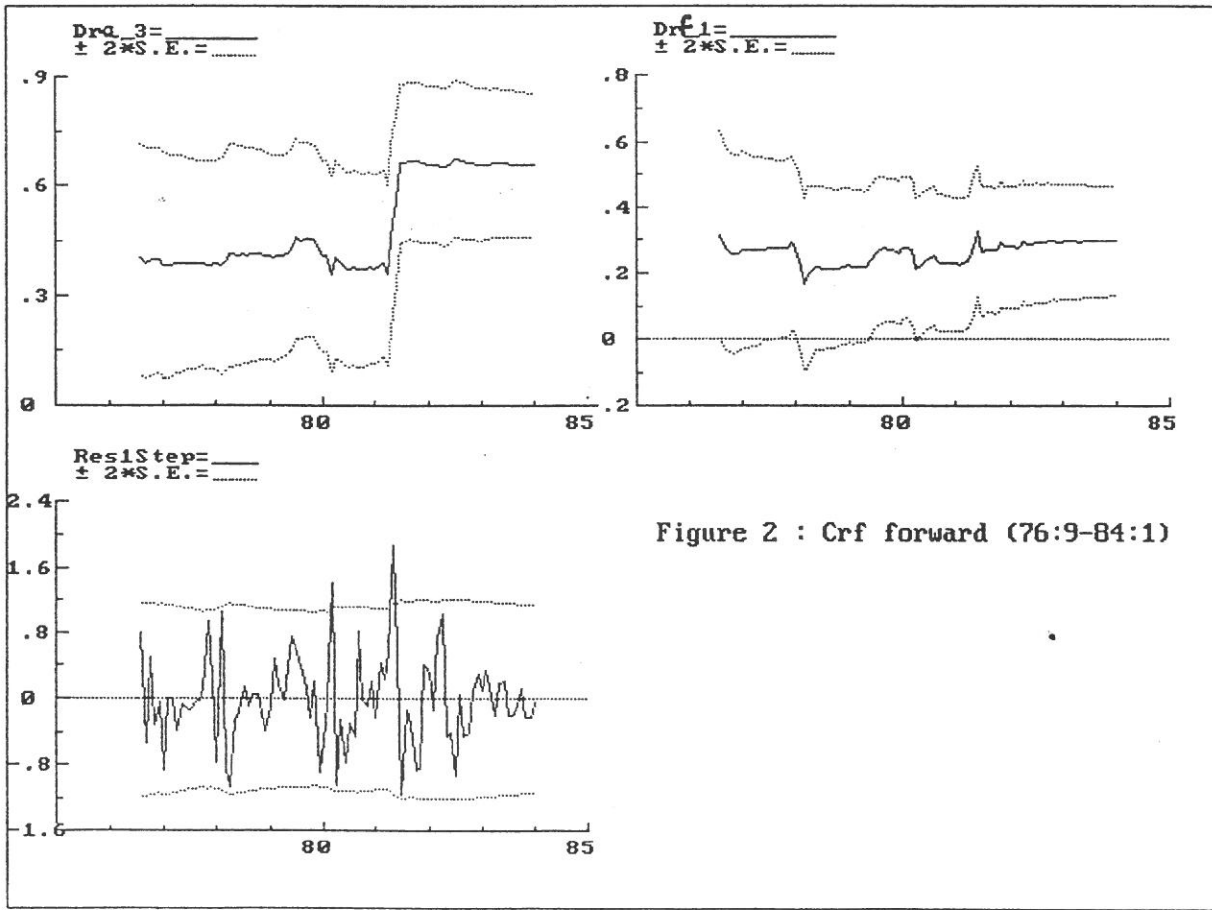
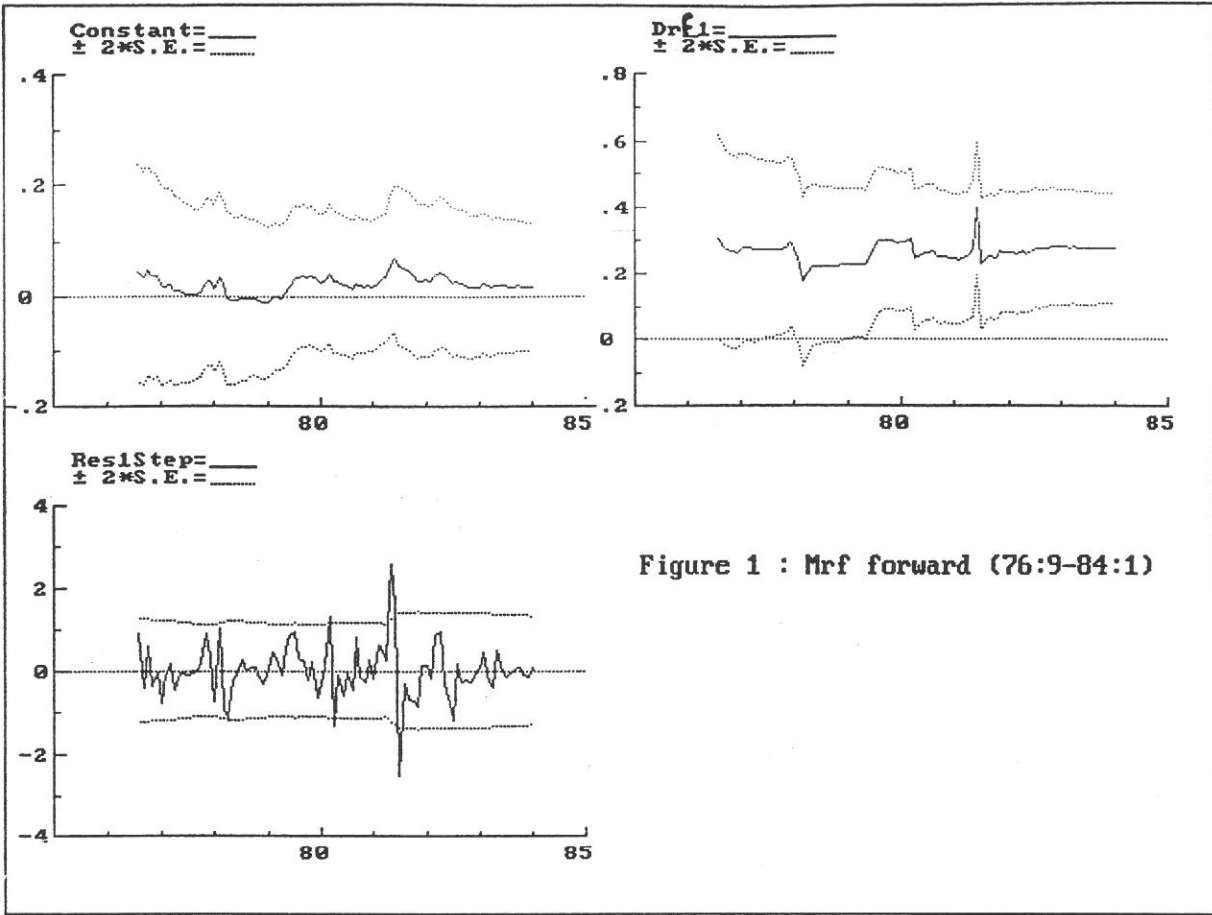
D. Tests de « Chow à balayage » pour les deux variantes.

Régressions	73 :5 - 76 :8		88 :8 - 91 :5		87 :2 - 92 :3	
Mrf[prob-val]	min : F(30,7)=0,673 max : F(30,6)=0,668	[0,7897] [0,9963]	min : F(20,10)=1,452 max : F(13,17)=0,603	[0,2768] [0,8202]	min : F(5,48)=1,956 max : F(23,30)=0,734	[0,1025] [0,7758]
Crif	min : F(30,6)=0,668 max : F(11,25)=0,163	[0,7867] [0,9984]	min : F(8,25)=0,4725 max : F(17,16)=0,315	[0,8638] [0,9882]	min : F(54,1)=4,371 max : F(34,21)=0,353	[0,3657] [0,9966]
Mra	min : F(29,6)=1,29 max : F(21,14)=0,292	[0,4041] [0,9945]	min : F(19,9)=1,179 max : F(25,3)=0,429	[0,4162] [0,9009]	min : F(46,9)=2,176 max : F(8,47)=0,607	[0,1060] [0,7668]
Cra	min : F(29,4)=2,367 max : F(12,21)=0,539	[0,2089] [0,8649]	min : F(24,1)=2,939 max : F(8,17)=0,203	[0,4348] [0,9863]	min : F(41,10)=1,191 max : F(12,19)=0,021	[0,4057] [0,9795]

E. Tests de stabilité pour la variante à trois variables

Régressions		Tests de Chow séquentiels					
		Récursif à un pas			Base-Cste	Horizon constant	
Direction	Maximum normalisé	Date du maximum	Ratio	Break point[prob-val]	Date du maximum[prob-val]	Maximum normalisé	
Mrf	backward 87 :1 - 80 :1	14,883	81 :6	0,137	81 :8 [0,0379]*	81 :10 [0,0000]**	7,916
Cra	backward 87 :1 - 80 :1	21,414	81 :3	0,111	81 :3 [0,0009]**	81 :3 [0,0000]**	5,861
Mra	backward 87 :1 - 80 :1	27,984	81 :3	0,0875	81 :3 [0,0005]**	81 :3 [0,0000]**	9,428
Crif	backward 87 :1 - 80 :1	13,105	81 :6	0,125	82 :3 [0,0430]	82 :3 [0,0000]**	7,685
Mrf	backward 87 :1 - 84 :1	-	-	-	-	-	-
Cra	backward 87 :1 - 84 :1	1,396	85 :6	0,027	-	-	-
Mra	backward 87 :1 - 84 :1	2,028	85 :6	0,027	-	-	-
Crif	backward 87 :1 - 84 :1	-	-	-	-	-	-

F. Graphiques



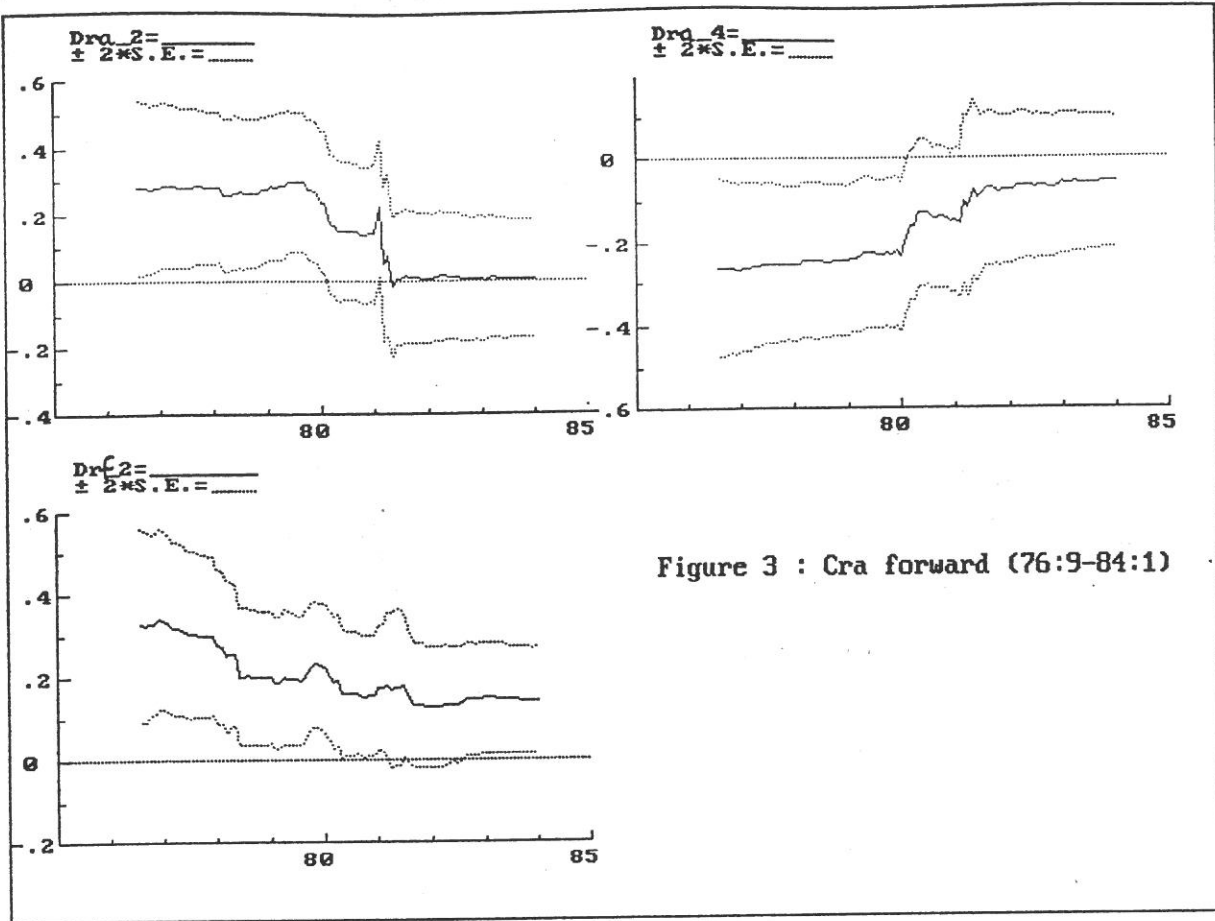


Figure 3 : Cra forward (76:9-84:1)