

Fluctuations et Régimes de Change

Thepthida SOPRASEUTH *

RÉSUMÉ. – Nous mesurons dans cet article les effets du système de *Bretton Woods* et du SME sur les fluctuations des agrégats macroéconomiques. Quel que soit le régime de change, nous observons une déconnexion entre la volatilité du taux de change nominal et celle de ses fondamentaux. L'appartenance au SME s'accompagne d'une interdépendance accrue des fluctuations du PIB, de la consommation et de l'investissement. En revanche, il n'existe pas de relation entre la chute du système de *Bretton Woods* et l'évolution de l'interdépendance entre les principaux pays industrialisés.

Exchange Rate Regimes and International Business Cycles

ABSTRACT. – This paper investigates the consequences of the *Bretton Woods* system and the EMS on business cycle properties. For both exchange rate regimes, we observe a disconnect between the volatility of the exchange rate and that of its fundamentals. EMS members exhibit higher synchronization as far as GDP, consumption and investment are concerned. In contrast, there is no systematic relationship between interdependence and the fall of the *Bretton Woods* system.

* T. SOPRASEUTH : EUREQua, Université de Paris I Panthéon, Maison des Sciences de l'Économie.

Je tiens à remercier F. BEC pour ses suggestions ainsi que les participants aux sessions de T2M en mai 1999 à Montréal et de l'EEA en septembre 1999 à Saint-Jacques de Compostelle. J'ai, en outre, bénéficié des remarques de deux rapporteurs anonymes ainsi que des commentaires de J-O HAIRAUT qui n'ont cessé d'enrichir cet article. Les éventuelles erreurs et insuffisances sont évidemment miennes.

1 Introduction

Cet article mesure l'impact des régime de change sur les fluctuations économiques. La macroéconomie internationale souligne que la propagation des chocs réels et monétaires dépend de la nature du régime de change. Les propriétés statistiques des agrégats macroéconomiques devraient donc être sensibles au degré de flexibilité du taux de change nominal. Les changes flexibles sont-ils associés à des cycles de plus grande ampleur en introduisant une source additionnelle d'incertitude ou, à l'inverse, observerait-on une stabilisation des fluctuations? La nature du régime de change affecte-t-elle le degré d'interdépendance entre les principaux pays industrialisés ? Cet article a pour ambition de fournir des éléments empiriques permettant de répondre à ces questions. Il s'agit d'isoler les caractéristiques cycliques qui sont modifiées à la suite du passage à un autre régime de change. L'identification de faits stylisés constitue une étape préliminaire aux travaux théoriques sur l'impact des régimes de change.

Notre problématique et notre approche rejoignent celles retenues par BAXTER et STOCKMAN [1989]. Ces derniers s'interrogent sur les conséquences de la fin du système de *Bretton Woods* en comparant les propriétés cycliques obtenues en changes fixes (1960-1973) à celles observées en changes flexibles (1973-1986). La composante cyclique est identifiée au moyen des différences premières et de la tendance linéaire. L'apport de cet article par rapport aux travaux de BAXTER et STOCKMAN [1989] est double.

Tout d'abord, nous évaluons la robustesse des conclusions de BAXTER et STOCKMAN [1989] en faisant abstraction de la décennie des chocs pétroliers (1971-1986). En effet, l'échantillon de BAXTER et STOCKMAN [1989] prenant fin au dernier trimestre de l'année 1985, la période dans laquelle surviennent les deux chocs pétroliers ainsi que le contre-choc pétrolier coïncide avec la période de changes flexibles de sorte qu'il est difficile de distinguer les observations dues à l'occurrence de ces chocs mondiaux de celles associées à l'effondrement du système de *Bretton Woods*. Nous proposons de remédier à cette incertitude en ne tenant pas compte de la période caractérisée par ces mouvements erratiques du prix du pétrole. Nous procédons à une comparaison des propriétés cycliques observées en changes fixes (1960 : 1-1971 : 3) à celles obtenues dans la période postérieure à 1987 : 1. En outre, la robustesse des conclusions de BAXTER et STOCKMAN [1989] est évaluée au regard d'un autre régime de change : le Système Monétaire Européen (SME). Les constatations des auteurs s'appliquent-elles au cas européen ? Des éléments de réponse à cette question seront fournis dans cet article. ARTIS et ZHANG [1989] mesurent l'impact du SME sur l'interdépendance des productions industrielles mensuelles. Nous étendons leur étude en analysant les conséquences de ce régime de change sur la production trimestrielle mais aussi la consommation, l'investissement et l'emploi, caractéristiques d'intérêt dans la littérature consacrée à la modélisation des cycles internationaux (BACKUS, KEHOE et KYDLAND [1992]).

Le second apport de cet article est d'ordre méthodologique. Il s'agit d'apprécier le caractère significatif de l'évolution des propriétés cycliques. En raison de l'incertitude associée aux véritables distributions des variables d'intérêt, nous avons recours au *bootstrap*, méthode non paramétrique destinée à évaluer la significativité de l'évolution des caractéristiques cycliques.

Après avoir discuté de la méthodologie retenue (section 2), nous mesurons l'impact du système de *Bretton Woods* et du SME sur la volatilité (section 3) et l'interdépendance (section 4) des agrégats macroéconomiques.

2 Méthodologie

Les séries trimestrielles sont prises en log à l'exception des exportations nettes. L'annexe A fournit une description détaillée des données. L'échantillon est composé de 17 pays : l'Europe des 15 (à l'exception du Luxembourg) à laquelle s'ajoutent les trois partenaires du G7 (États-Unis, Japon et Canada). La chronologie de l'adhésion au SME est décrite des l'annexe B.

L'objectif de cet article est de déterminer les composantes cycliques qui sont modifiées à la suite du passage aux changes fixes. Un tel objectif appelle trois questions : l'identification de la partie cyclique, le découpage temporel et la manière de mesurer le caractère significatif d'une modification d'une caractéristique cyclique.

2.1 L'identification de la composante cyclique

Comme le souligne CANOVA [1998, p. 476],

« Les fluctuations cycliques sont typiquement identifiées comme des déviations par rapport à la tendance du processus. Cependant, dans la littérature empirique, il existe un désaccord fondamental sur les propriétés de la tendance et sur son lien avec la composante cyclique d'une série. »

En l'absence de consensus, il convient de caractériser les fluctuations en utilisant plusieurs méthodes d'identification de la partie cyclique. La pratique semble toutefois favoriser l'usage du filtre « band pass » de BAXTER et KING [1995]. Ce procédé identifie des composantes cycliques d'une durée comprise entre 1.5 et 8 ans, ce qui correspond à la définition du cycle selon BURNS et MITCHELL [1946]¹.

Nous mentionnerons ensuite, dans l'annexe D, les résultats obtenus pour trois autres filtres couramment utilisés dans la littérature empirique consacrée à l'étude des conséquences des régimes de change (BAXTER et STOCKMAN [1989], BACKUS, KEHOE et KYDLAND [1995]). Il s'agit du filtre de HODRICK et

1. Le filtre de BAXTER et KING [1995] équivaut à un lissage à l'aide d'une moyenne mobile. Nous conformant aux instructions des auteurs, la moyenne mobile en fréquence trimestrielle comprend 12 termes.

PRESCOTT [1997] (ci-après filtre HP)², des différences premières et de la tendance linéaire³. CANOVA [1998] précise que le premier isole des cycles d'une durée de 4-6 ans. En revanche, les différences premières (respectivement la tendance linéaire) identifient des cycles d'une durée moyenne de 2-3 ans (8-10 ans). Ces trois méthodes d'identification de la composante cyclique nous permettent donc de couvrir un large spectre de fluctuations. Nous serons en mesure d'identifier à quelle fréquence apparaissent les phénomènes cycliques étudiés.

Dans les sections suivantes, les résultats sont présentés pour les fluctuations identifiées au moyen du filtre BAXTER et KING [1995], ensuite, dans l'annexe D, est évaluée la robustesse des conclusions pour les parties cycliques obtenues par la méthode HP, les différences premières et avec la tendance linéaire.

Les caractéristiques cycliques d'intérêt dans les modèles internationaux (BACKUS *et al.* [1995]) concernent la volatilité, mesurée par l'écart-type, et l'interdépendance internationale, résumée par les corrélations croisées entre les pays de l'échantillon. Nous mesurerons, en outre, l'impact des régimes de change sur la procyclicité ainsi que la persistance des agrégats macroéconomiques, propriétés jugées essentielles dans la caractérisation des fluctuations macroéconomiques (BACKUS *et al.* [1992]).

2.2 Le découpage temporel

L'histoire récente nous offre deux opportunités d'étudier l'impact des régimes de change sur les fluctuations macroéconomiques.

La première concerne le système de *Bretton Woods*. Ce dernier établit au sortir de la seconde guerre mondiale un système de parités fixes par rapport au dollar américain et à l'or. Chaque pays s'engageait à défendre la valeur de marché de sa monnaie à l'intérieur d'une bande de fluctuation de 1 % autour du cours pivot. Le 15 août 1971, la décision du président Nixon de suspendre la convertibilité dollar-or met fin au système de *Bretton Woods* et ouvre une ère de changes flexibles. Faute de données, BAXTER et STOCKMAN [1989] font coïncider la période de changes flexibles avec celle des chocs pétroliers.

« Puisque les pays industrialisés ont adopté les changes flexibles presque simultanément et en même temps que des chocs macroéconomiques majeurs tels que les variations du prix du pétrole, il est difficile de distinguer les effets des changements dans le système de change de ceux associés à d'autres chocs réels ».

BAXTER et STOCKMAN [1989, p. 378)]

2. Afin de s'assurer que les « effets de bord » ne biaisent pas les résultats, nous avons procédé à l'expérience suivante. Nous considérons deux types de séries. Les premières sont obtenues après avoir filtré les séries *puis* effectué la partition de l'échantillon en fonction du régime de change. Ces séries ne sont donc pas soumises aux effets de bord excepté au début et à la fin de l'ensemble de la période d'étude. Les secondes séries sont obtenues après avoir découpé l'échantillon *puis* appliqué le filtre sur chaque sous-période. Les « effets de bord » sont donc présents aux extrémités de chaque sous-période. Les propriétés cycliques calculées pour les deux types de séries ne sont pas significativement différentes.

3. Nous identifions une tendance linéaire par sous-période.

Afin de remédier à cette incertitude, nous comparons les propriétés cycliques obtenues en changes fixes (1960 : 1-1971 : 3) à celles observées dans la période postérieure à ces chocs pétroliers (1987 : 1-1998 : 4).

Les conclusions de BAXTER et STOCKMAN [1989] s'appliquent-elles à un autre régime de change ? L'étude du SME fournit des éléments de réponse quant au caractère robuste de ces travaux. Les pays du SME décident en 1972 de maîtriser les fluctuations de leurs taux de change dans le cadre du système dit du « serpent monétaire européen ». La France quitta le dispositif, y revint, de même que l'Italie, pour le quitter à nouveau tous les deux. La Suède et la Norvège s'y joignirent de manière informelle. L'absence d'efficacité de ce système nous incite à considérer la période 1971-1979 comme un régime de changes flexibles.

En mars 1979 naît le SME. Il s'agit d'un système de taux de change fixes ajustables. La fixité se définit par une parité bilatérale appelée cours pivot et assortie de limites bilatérales de fluctuations. Les banques centrales européennes disposent de ressources financières pour se plier à leur obligation de maintien des parités au travers de lignes de crédit. La littérature (GROS et THYGESEN [1998]) distingue trois ruptures dans le fonctionnement du SME : 1983, 1987 et 1992.

Parmi ces dates, la fin des années 80 semble constituer la rupture la plus significative selon les études économétriques (BORDES, GIRARDIN et MARIMOUTOU [1996], UCTUM [1999]). Dans la période précédent 1987, on dénombre pas moins de onze réalignements des cours pivots. Ces derniers affectent l'ensemble des monnaies du dispositif. En revanche, dans la période postérieure à 1987, les réalignements sont moins nombreux (5) et plus ciblés (la lire, la peseta, l'escudo et le punt). En outre, l'adoption des accords de Basle-Nyborg en Septembre 1987 marque l'émergence d'un SME plus contraignant en renforçant les mécanismes d'intervention des banques centrales sur les marchés des changes. La période postérieure à 1987 s'apparente à une période de changes véritablement fixes. L'étude statistique de l'évolution de la volatilité du taux de change nominal (section 3.1) devrait confirmer cette intuition. L'étude des conséquences du SME s'effectue à partir de la comparaison entre les propriétés cycliques des sous-périodes correspondant aux changes flexibles (1971 : 3-1979 : 2) et aux changes fixes (1987 : 1-1998 : 4).

L'inclusion dans l'échantillon de pays membres et non membres du dispositif européen nous permettra de distinguer les effets spécifiques à l'adhésion du SME de ceux afférents aux cycles européens (Grèce, Suède, Royaume-Uni) et internationaux (Canada, États-Unis, Japon).

2.3 Test de significativité des modifications des composantes cycliques

La littérature propose plusieurs méthodes destinées à juger du caractère significatif de l'évolution des propriétés cycliques.

BAXTER et STOCKMAN [1989] ont recours à un F test pour évaluer l'impact du passage aux changes flexibles sur la volatilité des taux de change, des exportations et des importations. Ce type de test suppose la connaissance de

la distribution des variables d'intérêt, en particulier, celle des taux de change. Or, la nature de cette distribution ne fait pas l'objet d'un consensus dans la littérature empirique (BOOTHE et GLASSMAN [1987], ARTIS et TAYLOR [1994]). Cette absence de consensus nous incite à une certaine réserve à l'égard des approches paramétriques utilisées, par exemple, par BAXTER et STOCKMAN [1989].

Des approches non paramétriques sont proposées dans la littérature. La première fait appel à la modélisation ARCH (ENGLE [1982]) par laquelle il est possible de mesurer l'évolution de la variance conditionnelle à l'information passée. Cette méthode appliquée par ARTIS et TAYLOR [1994] ainsi que CAPORALE et PITTIS [1995] au cas du SME et du système de *Bretton Woods* fournit des informations quant à l'évolution de la variabilité des chocs dans l'économie. Toutefois, ce phénomène mis en évidence sur données mensuelles, n'apparaît pas pour tous les pays, ni pour tous les agrégats de notre échantillon en fréquence trimestrielle ⁴.

Enfin, GAVIN et KYDLAND [1999] utilisent un test de *Wald* d'égalité des corrélations. En raison de l'incertitude concernant la pertinence des hypothèses qui sous-tendent le test de *Wald*, GAVIN et KYDLAND [1999] ont recours à des méthodes de simulation de *Monte Carlo* pour construire la distribution de la statistique du test.

Nous retenons des approches précédentes qu'il existe un manque de consensus sur la véritable distribution statistique des séries macroéconomiques, en particulier celle des taux de change. Cette incertitude nous incite à la prudence quant à l'usage de tests paramétriques concernant l'évolution des propriétés cycliques. Afin de tenir compte de ces difficultés, nous choisissons de tester la neutralité du régime de change à l'aide des méthodes de *bootstrap*.

Pour l'échantillon correspondant à la période de changes flexibles sont tirées 1 000 réplifications, chacune d'entre elles étant constituées de points tirés des données filtrées ⁵. Pour chaque réplification est calculée la statistique d'intérêt $\hat{\theta}$ (un écart-type ou une corrélation). Au terme des 1 000 réplifications, nous obtenons une distribution de $\hat{\theta}$. Nous isolons les valeurs de $\hat{\theta}$ telles que 95 % des $\hat{\theta}$ obtenus par *bootstrap* sont contenues dans cet intervalle. Nous répétons l'exercice avec les séries correspondant à la période de changes fixes et obtenons une autre distribution et donc un autre intervalle de confiance à 95 % pour la même statistique $\hat{\theta}'$. Les deux statistiques sont significativement différentes dès lors que les deux intervalles de confiance ne se chevauchent pas.

Le graphique 1 propose une représentation graphique des résultats du test. Sur l'axe des abscisses (sur l'axe des ordonnées) est reportée pour chaque pays la valeur de la statistique pendant la première sous-période (la seconde sous-période). L'intervalle de confiance à 95 % de la statistique pour chaque sous-période définit un rectangle autour du point que représente le pays. Autour du pays B (pays A et C), la région définie par les intervalles de confiance est traversée (n'est pas traversée) par la diagonale. Les propriétés

4. Nous obtenons ces résultats en procédant à un test ARCH sur les résidus de la régression suivante :

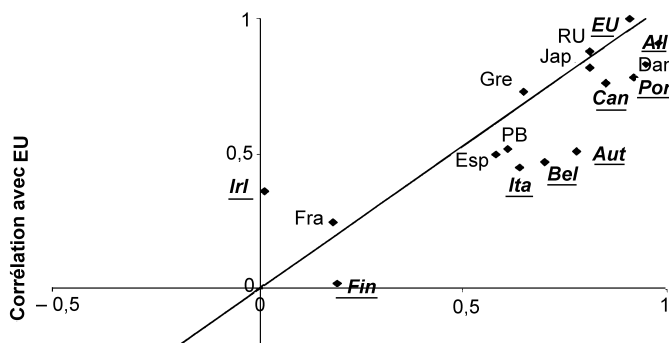
$$\Delta x_t = a_0 + \sum_i^k a_i \Delta x_{t-i} + e_t$$

Après avoir vérifié que les séries étaient $I(1)$ au moyen du test ADF, les estimations ont été effectuées pour des retards k qui rendent les résidus non autocorrélés.

5. Les algorithmes utilisés sont décrits, par exemple, dans EFRON et TIBSHIRANI [1993].

FIGURE 1

Représentation graphique du test de significativité



cycliques du pays B (pays A et C) ne sont pas significativement modifiées (sont significativement modifiées) à la suite du changement du régime de change. Un pays situé à proximité de la droite à 45° ne subit aucune modification significative de sa statistique θ . Dans le pays A (dans le pays C), la statistique est significativement plus élevée (significativement moins élevée) dans la seconde sous-période. Sur les graphiques, nous présentons les moyennes des statistiques obtenues pour 1 000 tirages.

3 Stabilisation des fluctuations

Dans cette section, nous évaluons l'impact des régimes de change sur l'ampleur des fluctuations des taux de change. Nous mesurons, ensuite, l'effet de cette stabilisation du taux de change sur la volatilité des agrégats macroéconomiques.

3.1 Stabilisation du taux de change

Le taux de change nominal

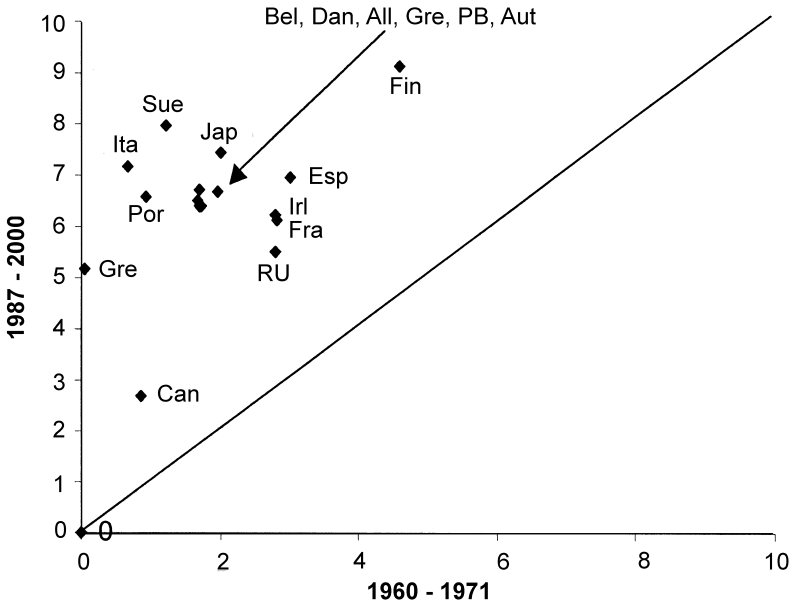
Nous apprécions l'efficacité des régimes de changes fixes concernant leur but premier : réduire la volatilité du taux de change nominal. Afin d'identifier les effets de la disparition du système de *Bretton Woods*, nous considérons le taux de change nominal vis-à-vis du dollar américain dans les années 60 et les années postérieures à 1987.

À la manière de BAXTER et STOCKMAN [1989], le graphique 2 illustre l'impact de la chute du système d'après-guerre sur la volatilité du taux de change nominal par rapport au dollar⁶. Sont reportés pour chaque pays les écart-

6. Sur les graphiques, les pays sont reportés avec les abréviations suivantes : Belgique (Bel), Danemark (Dan), France (Fra), Allemagne (All), Grèce (Gre), Irlande (Irl), Italie (Ita), Pays-Bas (PB), Portugal (Por), Espagne (Esp), Autriche (Aut), Royaume-Uni (RU), Finlande (Fin), Suède (Sue), États-Unis (EU), Canada (Can) et Japon (Jap).

FIGURE 2

Bretton Woods – Écart-type du taux de change nominal vis-à-vis du dollar – Filtre de Baxter et King



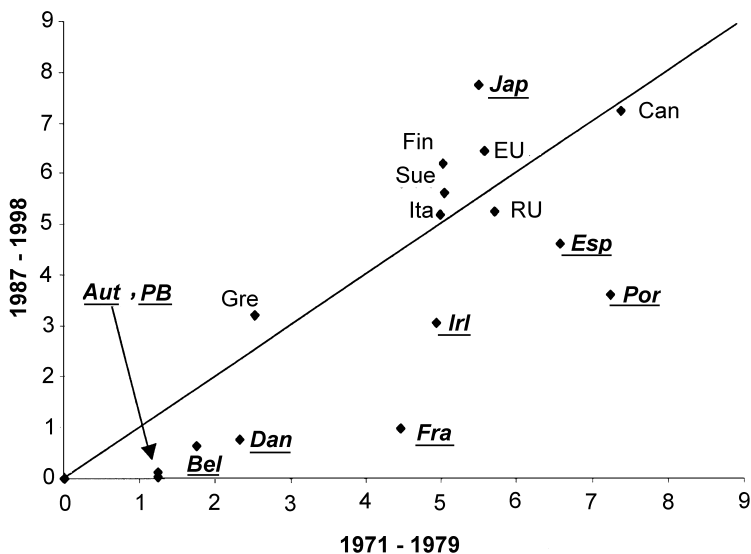
types de la composante cyclique des taux de change pour la période de changes fixes (sur l'axe des abscisses) et de changes flexibles (sur l'axe des ordonnées). Par construction, les points proches de la diagonale concernent des pays dont le taux de change est caractérisé par des variances similaires pour les deux régimes de changes. Sur le graphique 2, tous les pays se situent bien au-dessus de la droite à 45°, ce qui indique que les années correspondant aux changes flexibles sont caractérisées par une variabilité des taux de change nominaux significativement supérieure à celle observée en changes fixes.

Nous parvenons à une conclusion similaire après avoir analysé le graphique 3 qui présente la volatilité du taux de change nominal vis-à-vis du DM lorsque l'identification de la composante cyclique est obtenue par le filtre de BAXTER et KING [1995]. Les coordonnées de chaque point correspondent à la volatilité du taux de change nominal d'un pays vis-à-vis du DM dans la période de changes flexibles (1971 : 3-1979 : 2) sur l'axe des abscisses et dans la période de changes fixes (1987 : 1-1998 : 4) sur l'axe des ordonnées. Les pays qui subissent une baisse (hausse) significative de la volatilité du taux de change nominal dans la période postérieure à 1987 sont situés en dessous (au-dessus) de la diagonale et indiqués en gras et soulignés. L'écart-type du franc français par rapport au DM, par exemple, a fléchi de manière significative en passant de 4,47 % dans la période 1971 : 3-1979 : 2 à 0,98 % dans la période postérieure à 1987.

À partir de 1987, la volatilité du taux de change nominal des pays du SME, à l'exception de l'Italie, est significativement inférieure à celle observée en changes flexibles. L'adhésion au dispositif européen s'est effectivement

FIGURE 3

SME – Écart-type du taux de change nominal vis-à-vis du DM – Filtre de Baxter et King



traduite par une baisse de la variabilité des taux de change nominaux. En revanche, les pays non membres du SME (les trois partenaires du G7, le Royaume-Uni, la Grèce et la Suède) ainsi que les membres récents (la Finlande) se situent autour de la droite à 45° la volatilité de leur taux de change nominal vis-à-vis du DM n'est pas significativement modifiée dans les deux périodes.

Lorsque sont considérés les taux de change nominaux vis-à-vis du dollar, nous n'observons pas de phénomène équivalent. Sur le graphique 4 qui présente l'écart-type des fluctuations des taux de change nominaux vis-à-vis de la monnaie américaine, tous les pays à l'exception du Canada, sont rassemblés dans le coin supérieur droit : la volatilité du taux de change vis-à-vis du dollar demeure élevée dans les deux sous-périodes. La stabilisation du taux de change vis-à-vis du DM observée dans les pays du SME proviendrait effectivement de leur adhésion au dispositif européen.

Conformément aux résultats de MUSSA [1986], le taux de change nominal est caractérisé par une variabilité significativement plus faible en changes fixes. Le phénomène se manifeste également lorsque sont analysés les effets du SME sur la variabilité des taux de change nominaux. La stabilisation du taux de change nominal dans les périodes de changes fixes constitue donc un phénomène robuste.

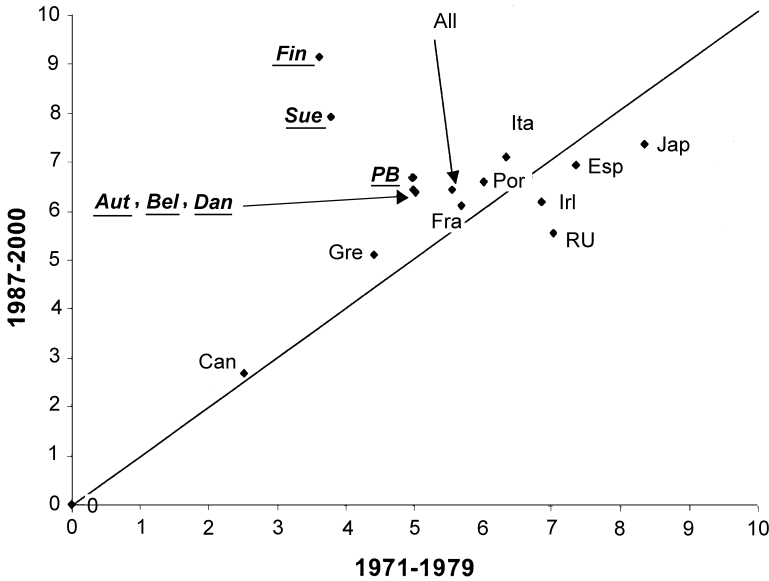
Le taux de change réel

Comme le soulignent STOCKMAN [1983] et MUSSA [1986], le comportement de court terme du taux de change réel ⁷ est sensible au régime de change. En

7. La définition du taux de change réel est reportée dans l'annexe A.

FIGURE 4

SME – Écart-type du taux de change nominal vis-à-vis du dollar – Filtre de Baxter et King



effet, MUSSA [1986] met en évidence la forte corrélation croisée entre les fluctuations des taux de change réels et nominaux pour la période 1957 : 2-1984 : 3. Les conclusions de STOCKMAN [1983] et MUSSA [1986] demeurent pertinentes sur une période plus étendue.

Les fluctuations du taux de change réel vis-à-vis du dollar s'accroissent de manière significative dans la période postérieure à 1987. La disposition des pays en fonction de la volatilité de leur taux de change réel est identique à celle obtenue sur le graphique 2 : on observe un nuage de points concentrés au-dessus de la première diagonale, traduisant une accentuation significative de la volatilité du taux de change réel depuis la chute du système de *Bretton Woods*.

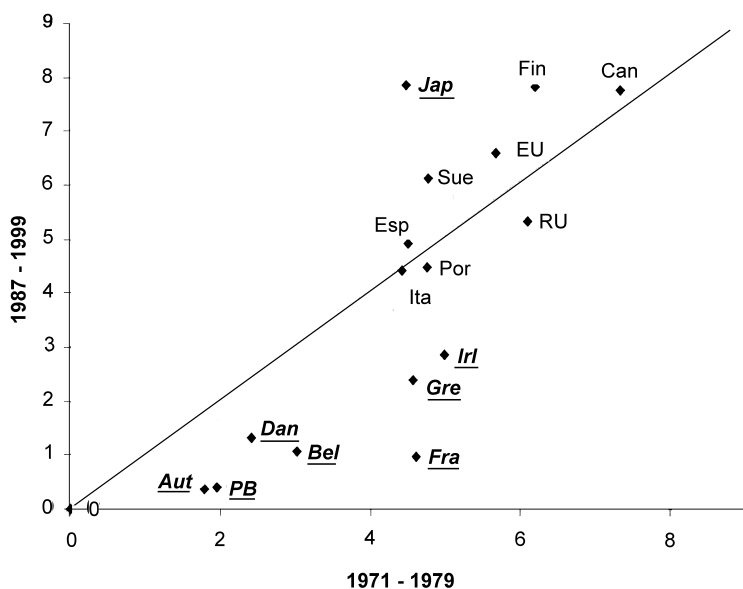
Cette similitude entre les comportements des taux de change réels et nominaux est moindre lorsque nous analysons les effets du SME. Sur le graphique 5, les pays qui voient la volatilité de leurs taux de change nominaux vis-à-vis du DM se réduire dans la période de changes fixes (1987 : 1-1998 : 4) subissent une stabilisation similaire de leurs taux de change réels. Toutefois, ces évolutions n'interviennent ni en Espagne, ni au Portugal.

L'effondrement du système de *Bretton Woods* s'est traduit par une accentuation de la volatilité des taux de change réels et nominaux. La stabilisation des taux de change réels et nominaux en changes fixes est confirmée lorsque sont analysés les effets du SME.

La macroéconomie internationale considère le taux de change comme une variable d'ajustement essentielle en économie ouverte. En l'absence de flexibilité du taux de change, l'économie s'ajuste *via* d'autres variables, telles que les

FIGURE 5

SME – Écart-type du taux de change nominal vis-à-vis du DM – Filtre de Baxter et King



quantités, à la suite de l'occurrence de chocs internes ou externes. On assisterait alors à un « transfert de volatilité » en changes fixes qui se traduirait par une accentuation de l'ampleur des fluctuations des agrégats macroéconomiques. La section suivante évalue la pertinence empirique de cette intuition.

3.2 Stabilisation des fluctuations

Les études de BAXTER et STOCKMAN [1989] et EICHENGREEN [1994] fournissent quelques éléments de réponse concernant le lien entre le régime de change et la stabilité des fluctuations. Toutefois, EICHENGREEN [1994] ne mesure pas le caractère significatif des modifications des propriétés cycliques. En outre, dans l'ensemble de ces contributions, l'impact des chocs pétroliers n'est pas identifié. Nous tentons de remédier à ces lacunes à l'aide du *boots-trap* et en faisant abstraction de la période 1971 : 4-1986 : 4 caractérisée par l'occurrence des deux chocs pétroliers et du contre-choc pétrolier.

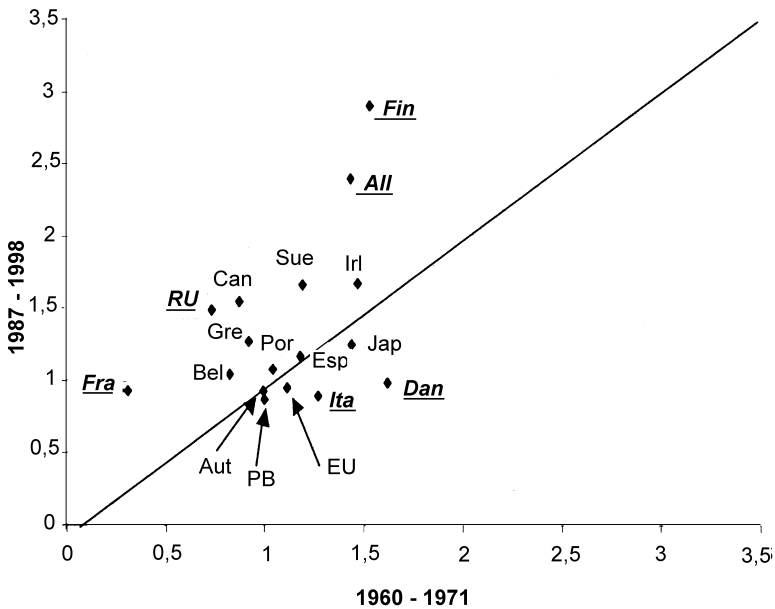
De plus, BAXTER et STOCKMAN [1989] et EICHENGREEN [1994] étudient l'impact de la fin du système de *Bretton Woods* sur les fluctuations macroéconomiques. Nous évaluons la robustesse de leurs conclusions lorsque sont considérés les effets du SME.

Le PIB

Le graphique 6 résume les effets des régimes de change sur l'ampleur des fluctuations du PIB à la suite de la chute du système de *Bretton Woods*.

FIGURE 6

Bretton Woods – Écart-type du PIB – Filtre de Baxter et King

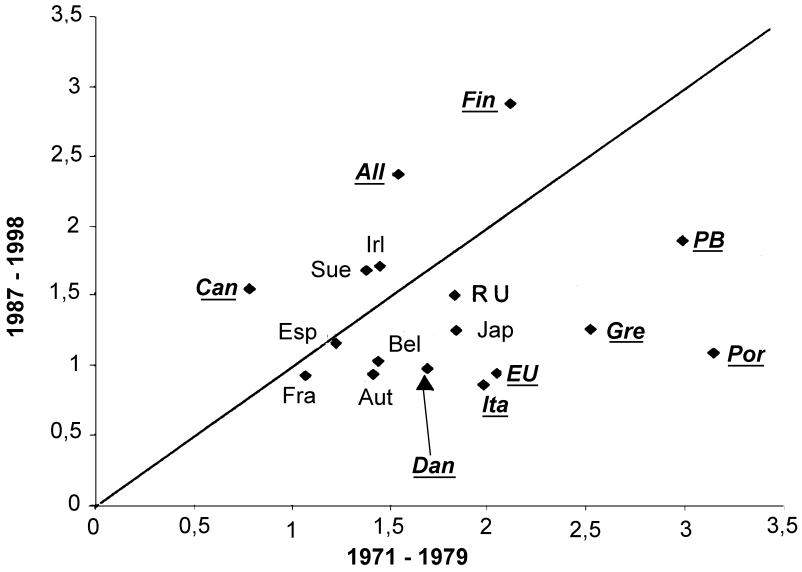


L'écart-type du PIB de chaque pays en changes fixes (en changes flexibles) est reporté sur l'axe des abscisses (sur l'axe des ordonnées). Les pays qui subissent une hausse (baisse) significative de la volatilité du PIB sont situés au dessus (en dessous) de la diagonale et indiqués en gras. La Finlande, par exemple, subit une augmentation significative de l'écart-type de son produit, ce dernier passant de 1,53 % dans la période de *Bretton Woods* à 2,9 % entre 1987 : 1 et 1998 : 4.

Si la chute du système de *Bretton Woods* était associée à une modification des volatilités, elle serait observée dans *tous* les pays. Ces derniers seraient rassemblés dans le coin supérieur gauche (coin inférieur droit) du graphique 6 en cas de hausse (baisse) significative de la volatilité. Or, les pays sont éparpillés autour de la diagonale : pour l'ensemble des pays, la volatilité du PIB n'est pas significativement affectée par le passage aux changes flexibles. Seuls la Finlande, le Danemark, l'Italie, l'Allemagne, le Royaume-Uni et la France subissent une modification significative de l'ampleur des fluctuations de leur PIB.

De même, lorsque sont mesurés les effets du SME, la nature du régime de change ne semble pas affecter la volatilité du PIB. Le graphique 7 présente la volatilité du PIB dans la période de changes flexibles (1971 : 3-1979 : 2) sur l'axe des abscisses et dans la période de changes fixes (1987 : 1-1998 : 4) sur l'axe des ordonnées. Si le dispositif européen dernier était associé à une stabilisation du PIB, on observerait une partition des pays autour de la diagonale correspondant à leur appartenance/non appartenance au SME. Or, une baisse significative de l'écart-type du PIB est sensible dans des pays membres du SME (Danemark, Pays-Bas, Italie, Portugal) comme des pays non membres du SME (États-Unis, Grèce). L'adhésion au SME n'a pas eu un impact systématique sur la volatilité du PIB.

FIGURE 7
SME – Écart-type du PIB – Filtre de Baxter et King



Les données semblent confirmer la neutralité du régime de change : quelle que soit l'épisode historique considéré (*Bretton Woods* ou le *SME*), à toutes les fréquences cycliques, nous n'observons pas de lien systématique entre volatilité du taux de change et variabilité du produit.

FIGURE 8
Bretton Woods – Écart-type de la consommation – Filtre de Baxter et King

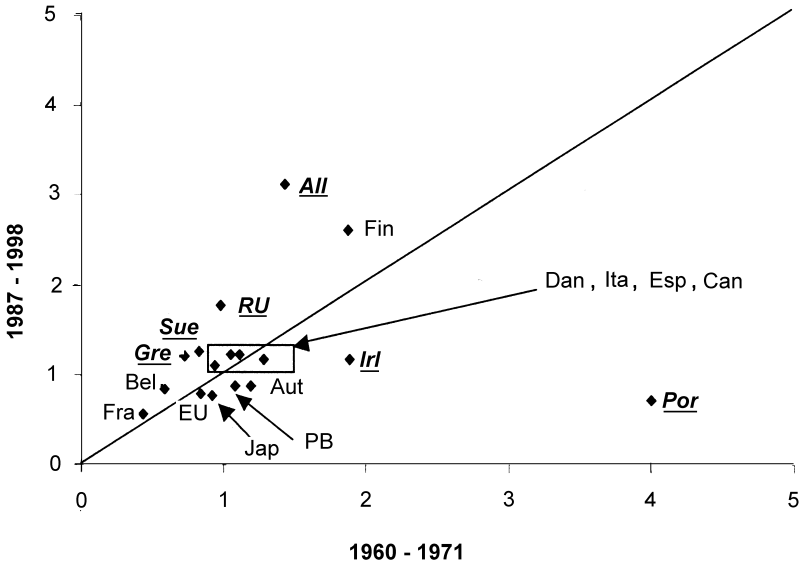
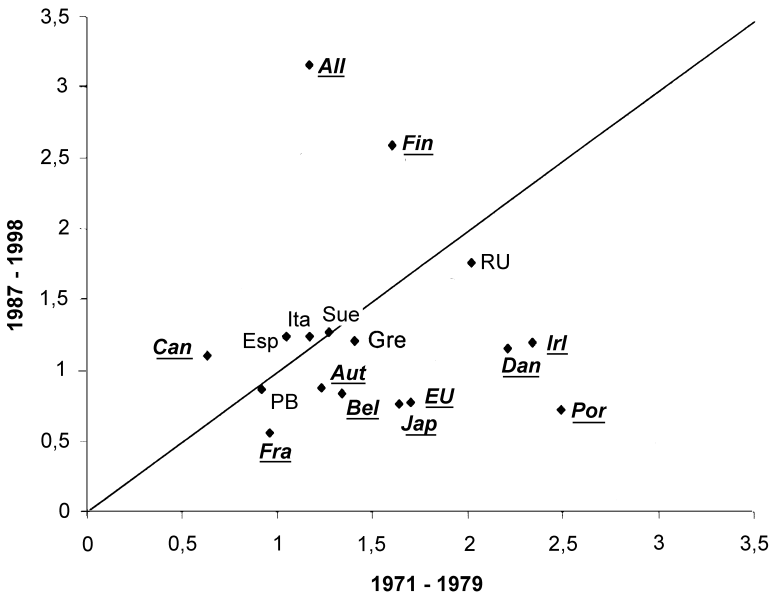


FIGURE 9

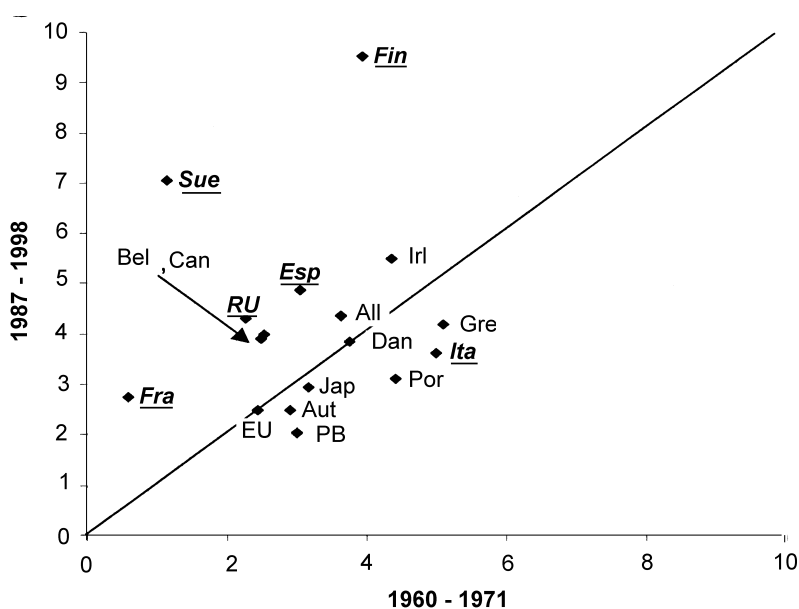
SME – Écart-type de la consommation – Filtre de Baxter et King*Consommation, investissement, emploi et balance commerciale*

Le graphique 8 présente la volatilité de la consommation lorsque la partie cyclique est identifiée par le filtre *Baxter et King*. La fin du système de *Bretton Woods* ne s'est pas traduite par une modification significative de l'écart-type de la consommation. Cette dernière connaît des évolutions très différenciées au sein de notre échantillon. On observe une augmentation significative de la volatilité en Allemagne, au Royaume-Uni, en Grèce et en Suède tandis que l'ampleur des fluctuations de la consommation est moindre dans la seconde sous-période pour l'Irlande et le Portugal. Si la chute du système de *Bretton Woods* était associée à une stabilisation des fluctuations de la consommation, nous observerions cette caractéristique dans tous les pays de l'échantillon.

De même, l'écart-type de la consommation connaît des évolutions contrastées au sein des pays du SME pour des cycles de durée médiane (graphique 9). L'Allemagne voit la variabilité de sa consommation s'accroître tandis que, chez ses partenaires européens, la consommation est stabilisée (Danemark, France, Irlande, Portugal, Autriche, Belgique) ou inchangée (Espagne, Italie, Pays-Bas). L'adhésion au SME ne s'est pas traduite par une modification systématique de l'ampleur des fluctuations de la consommation.

L'absence de relation entre l'écart-type de l'investissement et la nature du régime de change est confirmée par les graphiques 10 et 11. Concernant le système de *Bretton Woods* (graphique 10), on observe un accroissement significatif de la volatilité de l'investissement dans 5 pays de l'échantillon (Royaume-Uni, France, Espagne, Finlande, Suède). L'Italie voit la variabilité de l'investissement s'amoinrir tandis que les autres pays ne subissent aucune modification significative de l'ampleur des fluctuations de cette variable.

FIGURE 10

Bretton Woods – Écart-type de l'investissement – Filtre de Baxter et King

Sur le graphique 11 qui présente l'impact du SME sur la volatilité de l'investissement, le comportement de cette variable au sein des pays membres du dispositif européen est très différencié : alors que l'investissement est stabilisé au Portugal, les autres pays membres ne subissent aucune modification dans l'ampleur des fluctuations de l'investissement.

L'absence de d'impact du régime de change sur l'évolution de la variabilité des agrégats macroéconomiques est manifeste lorsque sont considérés les comportements de l'emploi et de la balance commerciale. En ce qui concerne l'impact du système de *Bretton Woods*, on observe une accentuation significative de la variabilité de l'emploi dans 13 des 17 pays de l'échantillon (graphique 12).

Il n'existe pas de comportement homogène de la variabilité de l'emploi au sein des pays du SME (graphique 13). Les fluctuations de l'emploi sont stabilisées en changes fixes aux Pays-Bas ou insensibles à la modification du régime de change chez d'autres partenaires européens (Belgique, Danemark, Irlande, Italie, Portugal). Cette partition des pays en fonction de l'évolution de la variabilité de l'emploi ne correspond pas à celle des pays qui ont stabilisé leur taux de change. Le SME ne s'est pas traduit par une modification systématique de l'ampleur des fluctuations de l'emploi.

Enfin, les graphiques 14 et 15 résument l'impact du système de *Bretton Woods* et du SME sur la variabilité de la balance commerciale. Qu'il s'agisse du régime de change d'après-guerre ou du système européen, il n'existe pas de correspondance entre la distribution des pays qui ont vu se modifier de manière significative la volatilité de leur taux de change nominal (graphiques 2 et 3) et la partition des pays qui voient l'ampleur de leur balance commerciale s'accroître (graphiques 14 et 15).

FIGURE 11

SME – Écart-type de l'investissement – Filtre de Baxter et King

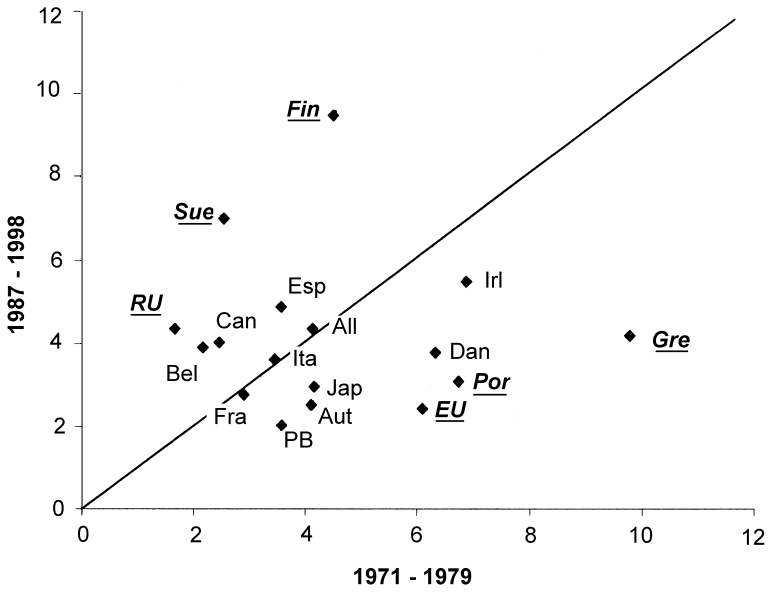


FIGURE 12

Bretton Woods – Écart-type de l'emploi – Filtre de Baxter et King

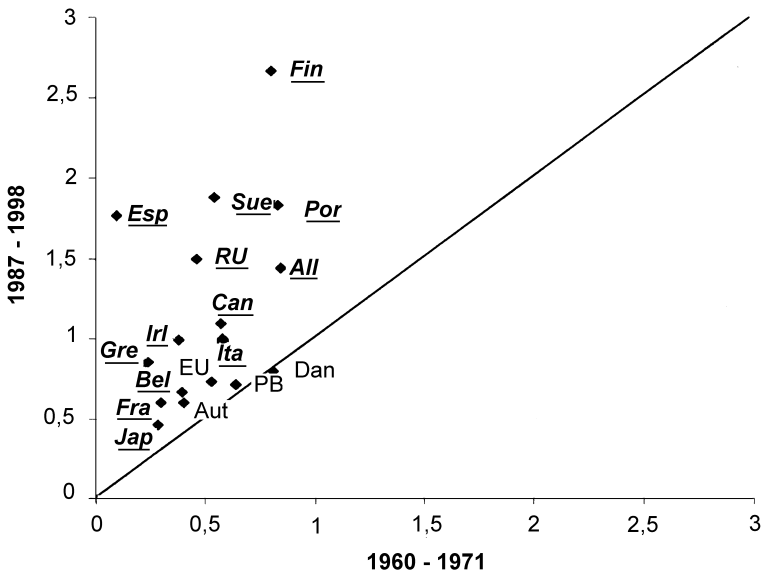


FIGURE 13
SME – Écart-type de l'emploi – Filtre de Baxter et King

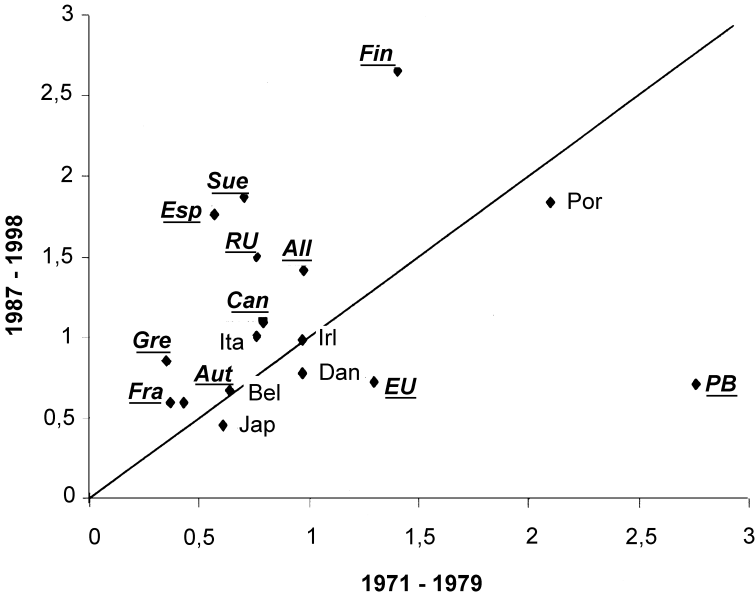


FIGURE 14
Bretton Woods – Écart-type de la balance commerciale – Filtre de Baxter et King

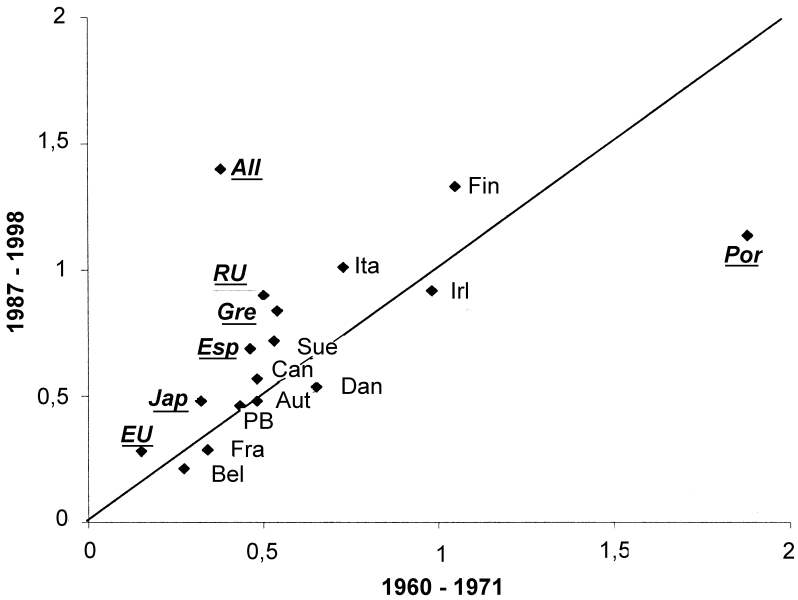
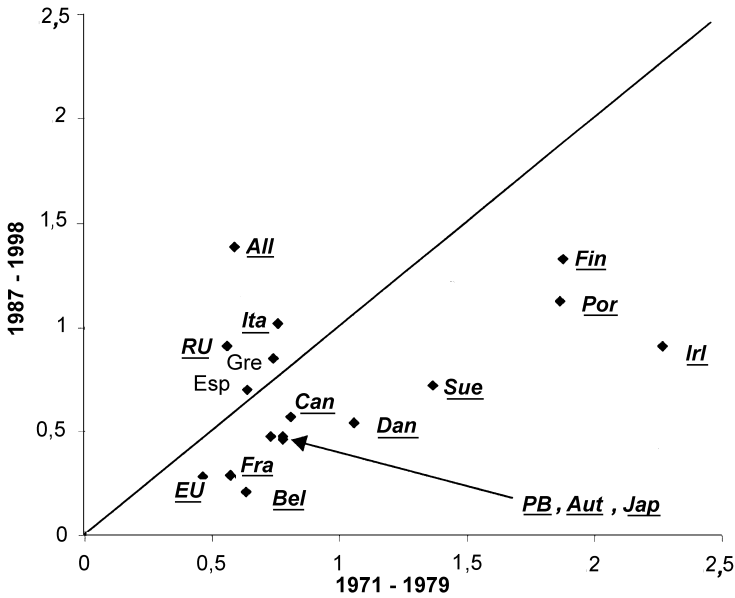


FIGURE 15

SME – Volatilité de la balance commerciale – Filtre de Baxter et King



BAXTER et STOCKMAN [1989] mettent en évidence une déconnection entre la volatilité du taux de change nominal et celle de ses fondamentaux à la suite de la fin du système de *Bretton Woods* au début des années 1970 : contrairement aux agrégats macroéconomiques, la volatilité des taux de change réels et nominaux est sensible à la nature du régime de change. Cette constatation s'avère robuste à double titre.

En premier lieu, la coïncidence dans l'échantillon de BAXTER et STOCKMAN [1989] de la période de changes flexibles avec la décennie des chocs pétroliers introduisait une incertitude quant à la véritable origine de leurs conclusions. Nous montrons que ces dernières demeurent pertinentes lorsque l'on fait abstraction de la période correspondant aux chocs pétroliers. L'effondrement du système monétaire international d'après-guerre conduit à un accroissement significatif de la volatilité des fluctuations des taux de change sans affecter celle des quantités. Cette déconnection entre la volatilité des taux de change et la variabilité des fondamentaux se manifeste également lorsque sont mesurées les conséquences du SME sur les fluctuations macroéconomiques: contrairement au PIB, à la consommation, l'investissement, l'emploi et la balance commerciale, la volatilité du taux de change nominal est sensible à la nature du régime de change. Il n'existe pas de lien systématique entre la volatilité du taux de change nominal et celle des quantités.

3.3 Persistance et procyclicité

Selon BUTER [1995],

« la flexibilité du taux de change nominal permet des ajustements plus rapides des coûts et des prix relatifs internationaux, qui sont rendus néces-

saïres par les évolutions fondamentales réelles et les chocs réels_ ajustements qui se réaliseraient en tout état de cause quelle que soit la nature du régime de change. »

Si l'intuition de BUTER [1995] était vérifiée, nous observerions une persistance plus marquée du produit en changes fixes. Le tableau 1 de l'annexe 1 qui rassemble le coefficient d'autocorrélation à l'ordre un des fluctuations du PIB semble infirmer les propos de BUTER [1995].

En ce qui concerne *Bretton Woods*, les fluctuations du PIB s'avèrent persistantes quelle que soit la sous-période considérée. Toutefois, l'évolution de cette persistance au cours des sous-périodes est disparate dans les pays de l'échantillon. Alors que tous les pays voient l'ampleur des fluctuations de leur taux de change s'accroître dans la période de changes flexibles (1987 : 1-1998 : 4), seuls six d'entre eux (Espagne, Autriche, Finlande, Royaume-Uni, Canada et Japon) subissent une modification significative de leur persistance. La nature du régime de change n'affecte pas le degré de persistance des fluctuations du PIB.

Le SME ne fait pas exception à cette règle. À la lumière du tableau 1, l'évolution hétérogène de la persistance du PIB au sein des pays du SME laisse à penser que cette caractéristique cyclique est insensible à la nature du régime de change.

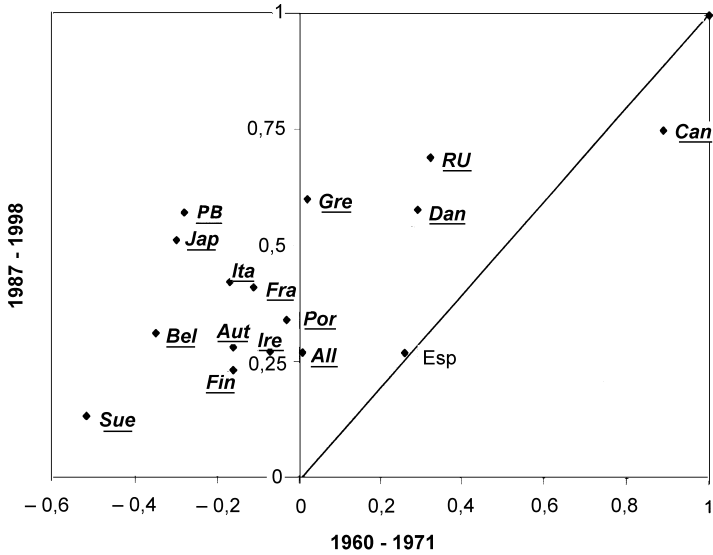
BACKUS *et al.* [1995] mettent en évidence le caractère procyclique des fluctuations de la consommation, l'investissement, l'emploi et la légère contracyclicité de la balance commerciale. Ces observations demeurent pertinentes quelle que soit la sous-période et la fréquence cyclique considérée. Ces caractéristiques sont-elles affectées par la nature du régime de change ? À la lumière des tableaux 2 et 3, la réponse à cette question serait négative. Qu'il s'agisse du système de *Bretton Woods* ou du SME, le comportement hétérogène de la corrélation avec le produit dans des pays ayant subi les mêmes évolutions de leurs taux de change nominaux semble indiquer une neutralité du régime de change sur le caractère procyclique des agrégats macroéconomiques.

4 Interdépendance

EICHENGREEN [1994] mesure les effets de la fin du système de *Bretton Woods* sur les corrélations croisées des productions. Nous complétons son analyse en proposant un test formel permettant d'évaluer le caractère significatif des modifications des propriétés cycliques. De plus, EICHENGREEN [1994] observe une accentuation de l'interdépendance à la suite de la chute du système de *Bretton Woods* tandis que les conclusions de BAXTER et STOCKMAN [1989] sur ce point ne sont pas tranchées. Nous interprétons le résultat d'EICHENGREEN [1994] comme étant le fruit des chocs pétroliers. Afin de mesurer la pertinence de cette intuition, nous évaluons les effets de la fin du système de *Bretton Woods* en faisant abstraction de la période des chocs pétroliers (1971-1986). ARTIS et ZHANG [1999] mesurent l'impact du SME

FIGURE 16

Bretton Woods – Corrélations croisées du PIB avec le PIB américain – Filtre de Baxter et King



sur la synchronisation cyclique des productions industrielles mensuelles. Cet article étend leur étude à l'analyse des corrélations croisées trimestrielles du PIB, de la consommation, de l'investissement et de l'emploi, covariations qui font l'objet d'une attention particulière dans la littérature consacrée aux fluctuations internationales (BACKUS *et al.* [1992], BACKUS *et al.* [1995]).

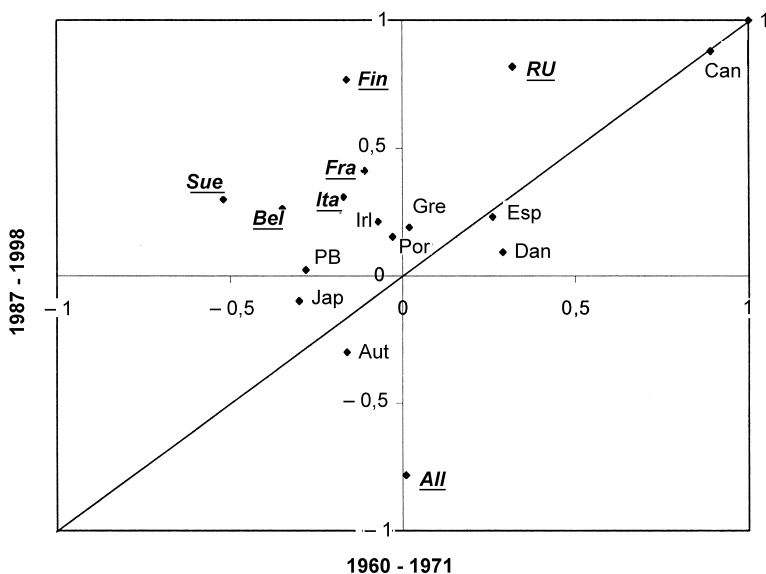
4.1 Le PIB

EICHENGREEN [1994] observe une corrélation croisée plus élevée dans la période postérieure à 1972. Les changes flexibles seraient donc associés à une interdépendance accrue. Une telle conclusion s'appuie sur le graphique 16 sur lequel sont reportées pour chaque pays les corrélations croisées avec les fluctuations américaines dans la période 1960 : 1-1971 : 3 (sur l'axe horizontal) et dans la période postérieure à 1971 : 4 (sur l'axe vertical). Pour des cycles identifiés au moyen du filtre de BAXTER et KING, tous les pays, à l'exception du Canada et de l'Espagne, sont situés au dessus de la droite à 45° la chute du système de *Bretton Woods* se serait accompagnée d'une accentuation de l'interdépendance entre les principaux pays industrialisés.

Toutefois, une telle conclusion peut plus résulter des chocs pétroliers. Ces derniers pourraient être à l'origine de la forte synchronisation des cycles économiques observée en changes flexibles. Afin de faire abstraction de cet effet, nous répétons l'exercice en comparant les corrélations croisées observées entre 1960 : 1-1971 : 3 et celles obtenues dans la période postérieure à 1987 : 1 (graphique 17). L'accentuation de l'interdépendance ne s'avère significative que pour 6 des 17 pays de l'échantillon : la Belgique, la France,

FIGURE 17

Bretton Woods – Corrélations croisées du PIB avec le PIB américain – Filtre de Baxter et King



l'Italie, la Finlande, la Suède et le Royaume-Uni. Le passage aux changes flexibles n'est pas donc associé à une accentuation de la synchronisation cyclique de l'activité.

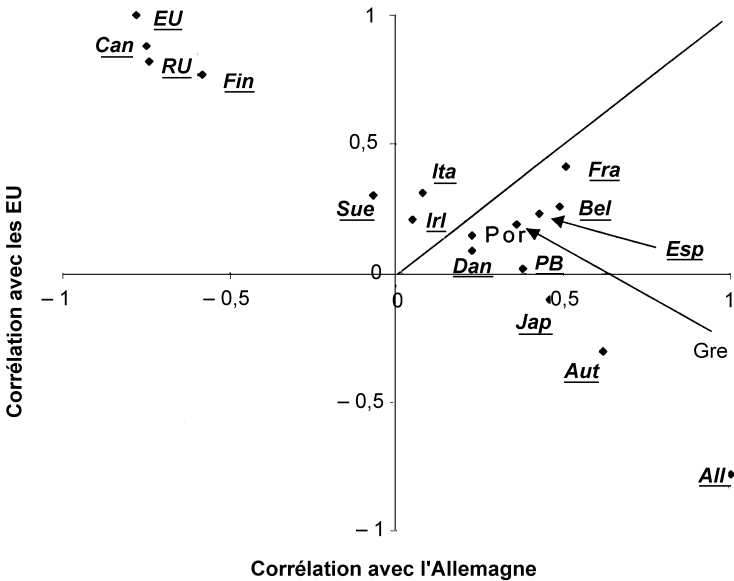
Les conséquences du SME sur l'interdépendance sont évaluées à l'aide du graphique 18. Les corrélations croisées observées dans la période de changes fixes (1987 : 1-1998 : 4) avec le cycle allemand (avec le cycle américain) sont reportées sur l'axe horizontal (axe vertical).

Les pays membres de l'Union européenne mais n'ayant pas appartenu au SME (Royaume-Uni, Suède) ou ayant rejoint tardivement le système européen (Finlande) sont situés au dessus de la diagonale : ils sont caractérisés par une synchronisation cyclique plus prononcée avec les États-Unis. Il en va de même du Canada. L'Italie qui n'a pas vu son taux de change se stabiliser à la suite de l'adhésion au SME, n'est pas significativement plus corrélé avec l'Allemagne.

En revanche, les pays du dispositif européen (France, Danemark, Espagne, Belgique, Pays-Bas, Autriche) qui ont vu leur taux de change se stabiliser dans la période postérieure à 1987 sont regroupés dans le coin inférieur droit du graphique 18 : ils sont significativement plus corrélés avec le cycle allemand qu'avec leur homologue outre-atlantique. La distribution des pays autour de la diagonale correspond à celle observée sur le graphique 3 qui résume l'impact du SME sur la volatilité du taux de change nominal vis-à-vis du DM. Les trois exceptions notables sont le Japon, l'Irlande et le Portugal. Le premier, non membre du SME, est plus corrélé aux fluctuations allemandes tandis que les derniers, bien qu'ayant vu leur taux de change se stabiliser à la suite de l'adhésion au SME, ne sont pas plus en phase avec le cycle outre-Rhin.

FIGURE 18

SME – Corrélations croisées du PIB (1987 : 1-1998 : 4) – Filtre de Baxter et King



L'étude de l'impact du système de *Bretton Woods* suggère une absence de relation systématique entre la nature du régime de change et le degré d'interdépendance. La chute du système de *Bretton Woods* n'est pas associé à un renforcement de la synchronisation cyclique entre les principaux pays industrialisés. En revanche, les pays membres du dispositif européen sont caractérisés par une synchronisation cyclique plus prononcée dans la dernière sous-période.

4.2 Consommation, investissement et emploi

Les faits stylisés internationaux caractérisent la covariation de la consommation, de l'emploi et de l'investissement. (BACKUS *et al.* [1992], BACKUS *et al.* [1995])

En ce qui concerne l'impact de l'effondrement du système de *Bretton Woods* sur l'interdépendance de la consommation (graphique 19), l'évolution hétérogène de la corrélation internationale de cette variable suggère l'absence de relation systématique entre volatilité du taux de change nominal et corrélations croisées de la consommation. Il en va de même de l'investissement (graphique 20) et de l'emploi (graphique 21). Il n'existe pas de correspondance entre la localisation des pays selon l'évolution de la variabilité de leur taux de change (graphique 2) et leur distribution selon leurs corrélations croisées (graphiques 19 à 21).

En revanche, se produit une accentuation significative de l'interdépendance de la consommation entre les pays du SME dans la période de changes fixes. Le graphique 22 présente les corrélations croisées de la consommation avec

FIGURE 19

Bretton Woods – Corrélations croisées de la consommation avec la consommation américaine – Filtre de Baxter et King

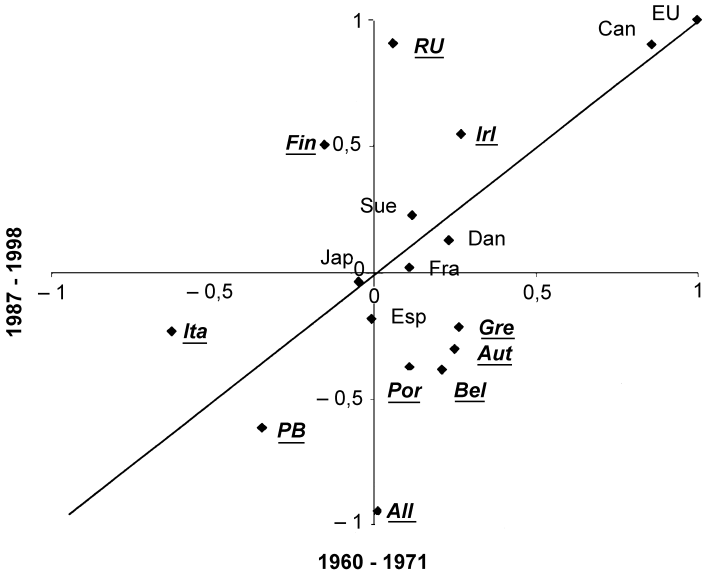


FIGURE 20

Bretton Woods – Corrélations croisées de l'investissement avec l'investissement américain – Filtre de Baxter et King

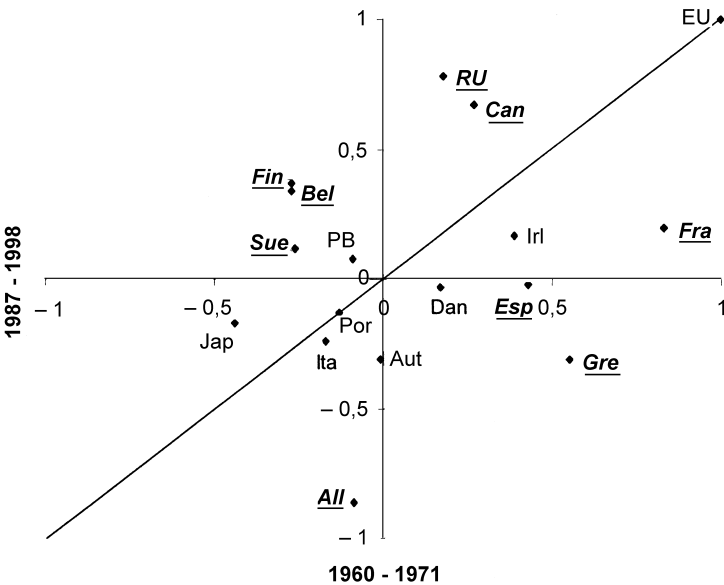


FIGURE 21

Bretton Woods – Corrélations croisées de l'emploi avec l'emploi américain – Filtre de Baxter et King

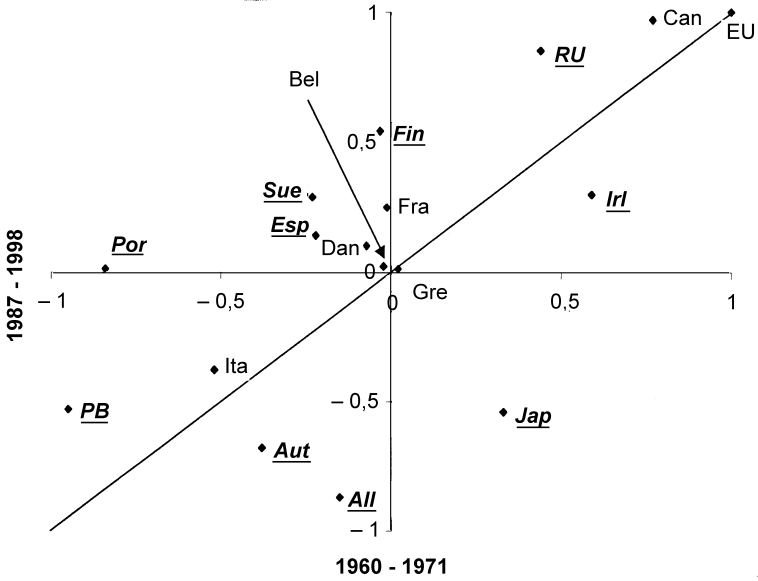


FIGURE 22

SME – Corrélations croisées de la consommation (1987 : 1-1998 : 4) – Filtre de Baxter et King

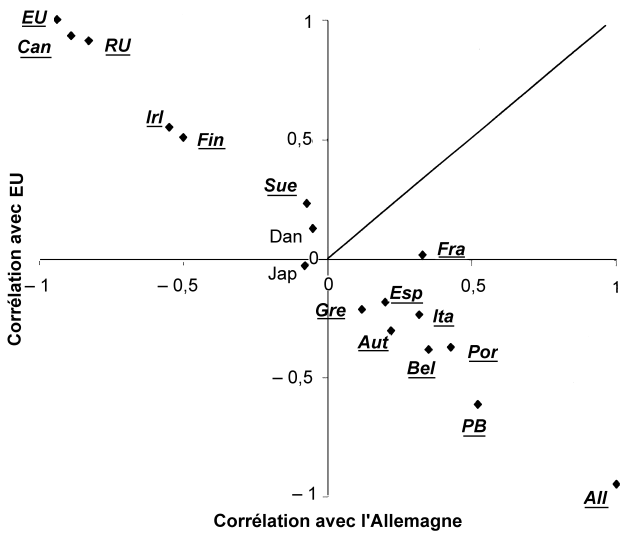
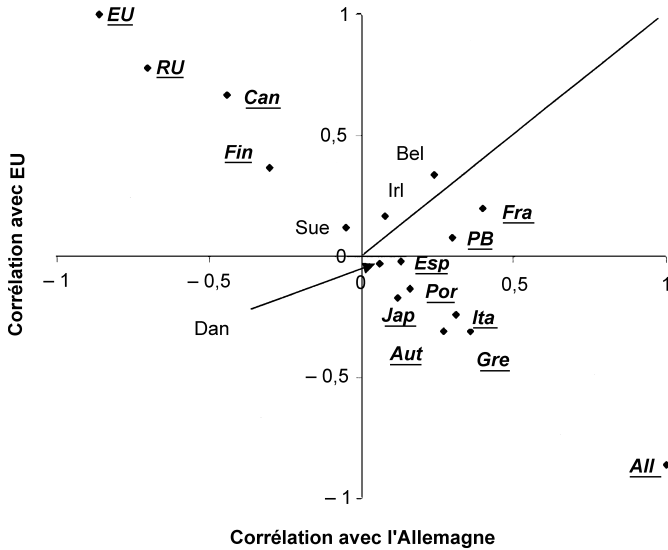


FIGURE 23

SME – Corrélations croisées de l'investissement (1987 : 11-1998 : 4) – Filtre de Baxter et King



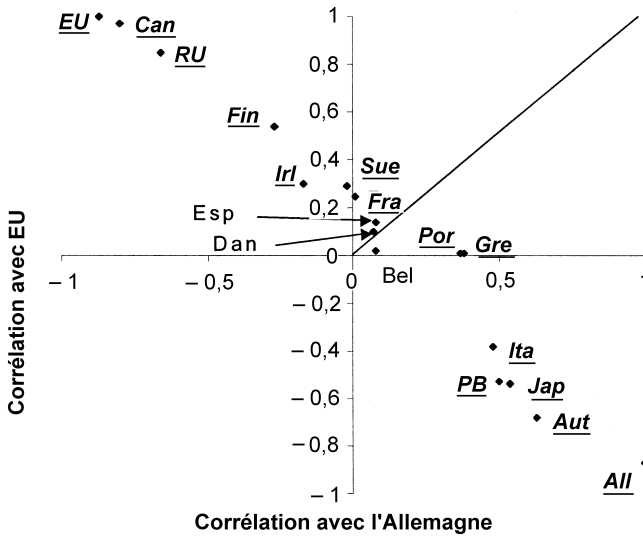
les fluctuations allemandes (les fluctuations américaines) sur l'axe des abscisses (sur l'axe des ordonnées) dans la période 1987 : 1-1998 : 4. Les pays membres du SME, à l'exception de l'Irlande et du Danemark, sont significativement plus corrélés avec le cycle allemand qu'avec le cycle américain. En revanche, les pays non membres du dispositif européen (Canada, Royaume-Uni, Suède, Japon) ou membres tardifs du SME (Finlande) sont plus synchronisés avec le cycle outre-Atlantique.

Le graphique 23 représente l'interdépendance des fluctuations de l'investissement dans la période 1987 : 1-1998 : 4 pour des cycles de durée médiane. L'examen de ce graphique permet d'évaluer l'impact du dispositif européen sur les corrélations croisées de l'investissement. 5 des 8 pays du SME (France, Pays-Bas, Portugal, Espagne, Autriche) qui ont vu l'écart-type de leur taux de change nominal se stabiliser dans la période postérieure à 1987 subissent une accentuation de l'interdépendance des fluctuations de leur investissement avec celles de leur voisin germanique. En revanche, dans les pays dont l'ampleur des fluctuations de leur taux de change vis-à-vis du DM n'a subi aucune modification durant cette période (Finlande, Suède, Royaume-Uni, Canada), les fluctuations de l'investissement sont plus corrélées au cycle américain ou subissent une synchronisation cyclique aussi importante à l'égard des États-Unis que de l'Allemagne. Ces observations suggèrent que l'adhésion au SME s'est traduite par une interdépendance plus prononcée des fluctuations de l'investissement pour des cycles de 1.5-8 ans.

En ce qui concerne l'emploi (graphique 24), l'évolution des corrélations avec le partenaire allemand s'avère hétérogène au sein du SME. Alors que les corrélations croisées des fluctuations de l'emploi en Belgique, au Danemark et en Espagne ne sont pas significativement différentes lorsque le pays de

FIGURE 24

SME – Corrélations croisées de l'emploi (1987 : 1-1998 : 4) – Filtre de Baxter et King



référence est l'Allemagne ou des Etats-Unis, on observe dans 4 pays du SME (Italie, Pays-Bas, Portugal, Autriche) une synchronisation cyclique significativement plus prononcée à l'égard de notre voisin outre-Rhin.

L'effondrement de *Bretton Woods* ne s'est pas traduit par une modification de l'interdépendance entre les principaux pays industrialisés. Cette observation est pertinente pour tous les agrégats considérés (PIB, consommation, investissement et emploi) ainsi que l'ensemble des méthodes d'extraction du cycle. Les données semblent donc suggérer une neutralité du régime de change quant au degré de synchronisation cyclique.

En revanche, l'évolution des synchronisations cycliques indique une accentuation de l'interdépendance du PIB, de la consommation et de l'investissement au sein des pays du SME qui ont vu leur taux de change nominal se stabiliser vis-à-vis du DM. Nous présentons dans l'annexe E les corrélations croisées observées dans les années 70. Ainsi vérifions-nous que l'interdépendance accrue des années récentes n'est pas due à des phénomènes permanents reliés, par exemple, à la structure de la production. Nous notons que, pour la production, la consommation et l'investissement, la distribution des pays autour de la première diagonale dans les années 70 (graphiques 25 à 27) diffère des positions obtenues pour dans la période postérieure à 1987 (graphiques 18, 22 et 23). La répartition des pays autour de la droite à 45° sur les graphiques 18, 22 et 23 seraient effectivement liés aux effets du régime de change.

5 Conclusion

Il s'agissait dans cet article d'évaluer l'impact des régimes de change sur les fluctuations macroéconomiques en s'intéressant aux conséquences de l'effondrement du système de *Bretton Woods* et du Système Monétaire Européen. Nous proposons d'apprécier la robustesse des études antérieures effectuées sur le système monétaire international d'après-guerre en faisant abstraction de la période des chocs pétroliers et en proposant un test non paramétrique d'égalité des propriétés cycliques fondé sur le *bootstrap*. En outre, nous mesurons la pertinence de ces conclusions lorsque sont considérés les effets du SME.

BAXTER et STOCKMAN [1989] mettent en évidence une déconnection entre la volatilité du taux de change nominal et celle de ses fondamentaux : contrairement aux agrégats macroéconomiques, la volatilité du taux de change nominal est sensible à la nature du régime de change. Cette conclusion s'avère robuste à double titre. La constatation de BAXTER et STOCKMAN [1989] est vérifiée même en faisant abstraction de la période de chocs pétroliers. La variabilité des fondamentaux macroéconomiques ne semble pas affectée par la nature du régime de change. En revanche, la volatilité des taux de change est significativement plus élevée en changes flexibles qu'en changes fixes. La neutralité du régime de change se manifeste également lorsque sont analysés les effets du SME. Ces conclusions s'appliquent lorsque sont considérés les effets des régimes de change sur la persistance du PIB et le caractère procyclique des autres agrégats.

À l'instar de BAXTER et STOCKMAN [1989], nous ne parvenons pas à mettre en évidence une relation systématique entre flexibilité du régime de change et interdépendance entre les principaux pays industrialisés à la suite de l'effondrement du système monétaire international d'après-guerre. Toutefois, l'appartenance au dispositif européen semble s'accompagner d'une interdépendance accrue des fluctuations du PIB, de la consommation et de l'investissement. ■

• Références bibliographiques

- ARTIS M.J., TAYLOR M.P. (1994). – The Stabilizing Effect of the ERM on Exchange Rates and Interest Rates, *IMF Staff Papers*, 41 (1), p. 125-148.
- ARTIS M.J., ZHANG W. (1999). – Further Evidence on the International Business Cycle and the ERM : Is There a European Business Cycle? *Oxford University Press*, 51 (1), p. 120-132.
- BACKUS D., KEHOE P., KYDLAND F. (1994). – International Real Business Cycles, *Journal of Political Economy*, 100 (4), p. 745-775.
- BACKUS D., KEHOE P., KYDLAND F. (1994). – International Business Cycles: Theory versus Evidence, in T.F. Cooley, éditeur, *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press.
- BAXTER M., STOCKMAN A. (1989). – Business Cycles and Exchange Rate System: Some International Evidence, *Journal of Monetary Economics*, 23, p. 377-401.
- BAXTER M., KING R. (1995). – Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, *Working Paper 5022*, NBER.
- BOOTHE P., GLASSMAN D. (1987). – Statistical Distribution of Exchange Rates: Some Empirical Evidence, *Journal of International Economics*, 22, p. 297-319.
- BORDES C., GIRARDIN E., MARIMOUTOU V. (1996). – Le nouveau SME est-il plus asymétrique que l'ancien ?, *Economie et Prévision*, 123-124 (2-3), p. 175-188.
- BUITER W.H. (1995). – Politique macroéconomique dans la période de transition vers l'union monétaire, *Revue d'économie politique*, 105, p. 807-846.
- BURNS A.M., MITCHELL W.C. (1946). – Measuring Business Cycles, New York, N.Y. : National Bureau of Economy Research.
- CANOVA F. (1998). – Detrending and Business Cycles Facts, *Journal of Monetary Economics*, 41, p. 475-512.
- CAPORALE G.M., PITTIS N. (1995). – Nominal Exchange Regimes and the Stochastic Behavior of Real Variables, *Journal of International Money and Finance*, 14 (3), p. 395-415.
- EFRON B., TIBSHIRANI R.J. (1993). – *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman and Hall.
- EICHENGREEN B. (1994). – History of the International Monetary System: Implications for Research in International Macroeconomics and Finance, in F. Van der Ploeg, éditeur, *Handbook of International Macroeconomics*, Oxford: Blackwell, p. 153-191.
- ENGLE R.F. (1982). – Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 49, p. 987-1007.
- GAVIN W.T., KYDLAND F.E. (1999). – Endogenous Money Supply and the Business Cycle, *Review of Economy Dynamics*, 2, p. 347-369.
- GROS D., THYGESEN N. (1998). – *European Monetary Integration*, 2nd éditeur, Addison Wesley Longman.
- HODRICK R.J., PRESCOTT E. (1997). – Post War US Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, p. 1-16.
- MUSSA M. (1986). – Nominal Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, North Holland*, 25, p. 177-213.
- STOCKMAN A. (1983). – Real Exchange Rates and the Alternative Exchange Rate systems, *Journal of International Money and Finance*, p. 147-166.
- UCTUM M. (1999). – European Integration and Asymmetry in the EMS, *Journal of International Money and Finance*, 18, p. 769-798.

Annexes

A. Les données

Toutes les séries sont trimestrielles et prises en log à l'exception du taux d'intérêt et des exportations nettes qui sont rapportées au PIB. Les exportations nettes sont définies comme la différence entre les exportations de biens et services et les importations de biens et services.

- Les taux de change nominaux (*monthly average*) (1961 : 1-2000 : 1) sont disponibles pour tous les pays à l'exception du Luxembourg et sont issus de la base OCDE *Main Economic Indicators*. Les séries sont exprimées en nombre d'unités de la monnaie nationale nécessaire à l'achat d'un dollar américain.
- Les indices de prix à la consommation (*all items*) proviennent de la base OCDE *Main Economic Indicators*, base 100 en 1990. L'échantillon s'étend de 1961 : 1 à 1999 : 4.
- Le taux de change réel est défini comme le prix relatif d'un panier de consommation dans deux pays :

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t$$

où q_t désigne le taux de change réel national, e_t le taux de change nominal, p_t^* l'indice de prix à la consommation étranger et p_t l'indice de prix à la consommation nationale. Les variables sont en log. La monnaie de référence est le dollar ou le DM. p^* désigne donc l'indice de prix à la consommation américain ou allemand. 1 unité de la monnaie de référence vaut pour chaque pays e unités de la monnaie nationale de sorte qu'une hausse de q correspond à une dépréciation réelle de la monnaie nationale vis-à-vis de la monnaie de référence.

- Le PIB et ses composantes (consommation privée, investissement total, importations et exportations de biens et services) sont exprimés en volume et disponibles dans la base OCDE *General Economic Problem, Business Sector Data Base*. L'échantillon s'étend de 1960 : 1 à 1998 : 4 à l'exception de :
 - la France (1963 : 1-1998 : 4) et le Portugal (1960 : 1-1997 : 4) pour le PIB
 - la France (1963 : 1-1998 : 4), le Portugal (1960 : 1-1997 : 4) et le Canada (1961 : 1-1998 : 4) pour la consommation privée, l'investissement, les exportations et les importations.

Les corrélations internationales entre ces agrégats sont calculées sur le plus grand échantillon commun.

Les exportations et les importations allemandes (1961 : 1-1998 : 4) sont issues de la base OCDE *Main Economic Indicators*. Les séries allemandes concernent l'Allemagne de l'Ouest. Afin de faire abstraction des effets des événements de mai 68, les observations françaises du second semestre de

l'année 1968 sont la moyenne arithmétique des observations du premier et du troisième trimestre de cette année.

- La série d'emploi est mesurée en milliers de personnes (*Total Employment*) par la base OCDE *General Economic Problem, Business Sector Data Base*. L'échantillon s'étend de 1960 : 1 à 1998 : 4 à l'exception de l'Espagne (1960 : 4-1998 : 4), la France (1964 : 4-1998 : 4), l'Autriche (1965 : 1-1998 : 4), les Pays-Bas (1969 : 1-1998 : 4), le Portugal (1960 : 1-1998 : 3) et la Grèce (1960 : 1-1998 : 4).

B. Les Pays

Dans cette étude, nous choisissons d'étudier les caractéristiques cycliques de l'Europe des 15 (Belgique, Danemark, France, Allemagne⁸, Grèce⁹, Irlande, Italie¹⁰, Pays-Bas, Portugal, Espagne, Royaume-Uni¹¹, Autriche, Finlande, Suède), à l'exception du Luxembourg, auxquels s'ajoutent les autres partenaires du G7 (États-Unis, Canada, Japon).

Le tableau suivant résume les dates auxquelles les pays se joignent au processus d'intégration européenne.

TABLEAU 1

Adhésion au processus d'intégration européenne

	Union Européenne	SME	Monnaie Unique
Belgique	Mars 1957	Mars 1979	qualifié
Danemark	Janvier 1973	Mars 1979	—
France	Mars 1957	Mars 1979	qualifié
Allemagne	Mars 1957	Mars 1979	qualifié
Grèce	Janvier 1981	—	qualifié
Irlande	Janvier 1973	Mars 1979	qualifié
Italie	Mars 1957	Mars 1979	qualifié
Pays-Bas	Mars 1957	Mars 1979	qualifié
Portugal	Janvier 1986	Avril 1992	qualifié
Espagne	Janvier 1986	Juin 1989	qualifié
Royaume-Uni	Janvier 1973	—	—
Autriche	Janvier 1995	Janvier 1995	qualifié
Finlande	Janvier 1995	Octobre 1996	qualifié
Suède	Janvier 1995	—	—

L'éventail des pays permet d'étudier à la fois les effets du passage aux changes flexibles en 1971 et l'impact de la mise en place du SME. La comparaison des caractéristiques cycliques de pays membres/non-membres du dispositif monétaire européen, membres de l'Union européenne mais ne participant pas au SME (Royaume-Uni, Autriche, Suède et Finlande) apportent des éléments de réponse sur l'influence du SME.

8. Les données OCDE retenues concernent l'Allemagne de l'Ouest de sorte que les effets de la réunification sont négligés.

9. La Grèce rejoint la zone euro le 1^{er} janvier 2001.

10. L'Italie quitte le SME en septembre 1992 avant de réintégrer le dispositif en novembre 1996.

11. Le Royaume-Uni fait partie du SME entre octobre 1990 et septembre 1992.

C. Tableaux des résultats concernant la persistance et la procyclicité

Les intervalles de confiance associés à chaque statistique permettent de comparer les propriétés cycliques calculées dans la première et la dernière sous-périodes. Dans les tableaux suivants, lorsqu'une statistique calculée dans la dernière sous-période est significativement supérieure (inférieure) au seuil de 5 % à celle obtenue dans la première sous-période, nous l'indiquons en gras et dans une case gris foncé (en gris clair) dans la colonne correspondant à la période 1987 : 1-1998 : 4. L'absence d'indication chromatique indique que la statistique n'est pas significativement modifiée par la modification du régime de change.

Dans le tableau C1, par exemple, l'autocorrélation du PIB espagnol passe de 0.87 dans la période de changes fixes (1960-1971) à 0.96 dans la période postérieure à 1987, ce qui représente une hausse significative.

Les tableaux C2 et C3 permettent d'évaluer l'impact des deux régimes de change sur la procyclicité de la consommation, de l'investissement, de l'emploi et des exportations nettes.

Un impact significatif du système de *Bretton Woods* sur les caractéristiques cycliques concernées se traduirait par l'apparition d'une zone gris foncée sur *l'ensemble des pays de l'échantillon*. De même, si le SME a un impact sur la persistance et la procyclicité, nous observerions une zone grisée *uniquement dans les pays du SME* qui ont vu leur taux de change vis-à-vis du DM se stabiliser dans la période postérieure à 1987 (Espagne, Portugal, Irlande, France, Danemark, Belgique, Autriche, Pays-Bas).

TABLEAU C1

	Persistance du PIB			
	Bretton Wood		SME	
	1960 : 1-1971 : 3	1987 : 1-1998 : 4	1971 : 4-1979 : 2	1987 : 1-1998 : 4
Belgique	0,92	0,92	0,85	0,92
Danemark	0,86	0,91	0,91	0,90
France	0,90	0,94	0,91	0,94
Allemagne	0,93	0,94	0,92	
Grèce	0,87	0,92	0,91	0,91
Irlande	0,95	0,95	0,90	0,94
Italie	0,90	0,93	0,86	0,96
Pays-Bas	0,91	0,94	0,83	0,94
Portugal	0,93	0,94	0,93	0,94
Espagne	0,87	0,96	0,91	0,96
Autriche	0,84	0,95	0,89	0,95
Finlande	0,92	0,97	0,95	0,97
Suède	0,92	0,94	0,93	0,94
Royaume-Uni	0,85	0,97	0,91	0,97
États-Unis	0,92	0,93	0,93	0,93
Canada	0,88	0,95	0,87	0,94
Japon	0,92	0,96	0,93	0,96

TABLEAU C2

	Procyclité de l'investissement						Procyclité de la consommation							
	Bretton Wood			SME			Bretton Wood			SME				
	1960 : 1-1971 : 3	1987 : 1-1998 : 4	1971 : 4-1979 : 2	1987 : 1-1998 : 4	1960 : 1-1971 : 3	1987 : 1-1998 : 4	1960 : 1-1971 : 3	1987 : 1-1998 : 4	1971 : 4-1979 : 2	1987 : 1-1998 : 4	1960 : 1-1971 : 3	1987 : 1-1998 : 4	1971 : 4-1979 : 2	1987 : 1-1998 : 4
Belgique	0,60	0,73	0,66	0,73	0,32	0,32	0,32	0,78	0,83	0,79	0,32	0,78	0,83	0,79
Danemark	0,97	0,72	0,95	0,72	0,69	0,69	0,69	0,69	0,66	0,69	0,69	0,69	0,66	0,69
France	0,22	0,96	0,86	0,96	-0,15	0,96	0,96	0,80	0,59	0,80	0,80	0,80	0,59	0,80
Allemagne	0,87	0,97	0,83	0,97	0,86	0,97	0,93	0,93	0,58	0,93	0,93	0,94	0,58	0,94
Grèce	0,56	0,79	0,95	0,79	0,41	0,41	0,41	0,85	0,92	0,85	0,85	0,85	0,92	0,85
Irlande	0,74	0,94	0,23	0,95	0,93	0,93	0,93	0,39	0,72	0,39	0,39	0,39	0,72	0,38
Italie	0,93	0,87	0,80	0,87	0,80	0,87	0,80	0,74	0,86	0,74	0,74	0,74	0,86	0,74
Pays-Bas	0,50	0,63	0,39	0,63	0,64	0,63	0,64	0,63	0,32	0,63	0,63	0,63	0,32	0,63
Portugal	-0,37	0,82	0,87	0,82	0,36	0,36	0,36	0,34	0,39	0,34	0,34	0,34	0,39	0,33
Espagne	0,49	0,97	0,94	0,97	0,87	0,97	0,87	0,87	0,77	0,87	0,87	0,87	0,77	0,87
Autriche	0,77	0,75	0,88	0,75	0,42	0,42	0,42	0,64	0,78	0,64	0,64	0,64	0,78	0,64
Finlande	0,78	0,90	0,72	0,91	0,97	0,91	0,97	0,91	0,86	0,91	0,91	0,91	0,86	0,91
Suède	0,27	0,92	0,22	0,92	0,58	0,92	0,58	0,69	0,29	0,69	0,69	0,69	0,29	0,69
Royaume-Uni	0,62	0,89	0,79	0,89	0,56	0,89	0,56	0,91	0,77	0,91	0,91	0,91	0,77	0,91
États-Unis	0,83	0,93	0,96	0,93	0,93	0,93	0,93	0,91	0,93	0,91	0,91	0,91	0,93	0,92
Canada	0,67	0,86	0,15	0,83	0,80	0,83	0,80	0,94	0,80	0,94	0,94	0,94	0,80	0,91
Japon	0,94	0,94	0,97	0,92	0,85	0,92	0,85	0,81	0,93	0,81	0,81	0,81	0,93	0,82

TABLEAU C3

	Procyclicité de l'emploi						Procyclicité de la balance commerciale					
	Bretton Wood			SME			Bretton Wood			SME		
	1960 : 1-1971 : 3	1987 : 1-1998 : 4	1971 : 4-1979 : 2	1987 : 1-1998 : 4	1971 : 4-1979 : 2	1987 : 1-1998 : 4	1960 : 1-1971 : 3	1987 : 1-1998 : 4	1971 : 4-1979 : 2	1987 : 1-1998 : 4	1971 : 4-1979 : 2	1987 : 1-1998 : 4
Belgique	0,75	0,69	0,52	0,67	0,18	0,44	0,18	0,44	- 0,22	0,44	- 0,22	0,44
Danemark	0,58	0,35	0,72	0,35	- 0,46	- 0,46	- 0,46	- 0,46	- 0,72	- 0,46	- 0,72	- 0,46
France	- 0,16	0,92	0,88	0,92	0,12	- 0,13	0,12	- 0,13	- 0,66	- 0,13	- 0,66	- 0,13
Allemagne	0,88	0,94	0,75	0,94	- 0,80	- 0,93	- 0,80	- 0,93	0,18	- 0,93	0,18	- 0,93
Grèce	0,43	- 0,09	0,23	- 0,09	- 0,48	- 0,13	- 0,48	- 0,13	- 0,58	- 0,13	- 0,58	- 0,13
Irlande	0,67	0,79	0,56	0,79	- 0,53	- 0,35	- 0,53	- 0,35	- 0,15	- 0,35	- 0,15	- 0,35
Italie	0,51	0,43	0,42	0,43	- 0,61	- 0,42	- 0,61	- 0,42	- 0,52	- 0,42	- 0,52	- 0,42
Pays-Bas	0,33	0,37	0,01	0,37	- 0,43	- 0,36	- 0,43	- 0,36	- 0,15	- 0,36	- 0,15	- 0,36
Portugal	0,17	0,54	- 0,83	0,56	- 0,14	0,09	- 0,14	0,09	- 0,36	- 0,36	- 0,36	0,10
Espagne	- 0,04	0,93	0,59	0,95	- 0,58	- 0,82	- 0,58	- 0,82	- 0,13	- 0,82	- 0,13	- 0,82
Autriche	0,57	0,55	0,65	0,54	- 0,02	0,51	- 0,02	0,51	- 0,73	- 0,73	- 0,73	0,49
Finlande	0,81	0,80	0,37	0,80	- 0,63	- 0,69	- 0,63	- 0,69	- 0,37	- 0,69	- 0,37	- 0,69
Suède	0,55	0,85	0,54	0,85	- 0,41	- 0,39	- 0,41	- 0,39	- 0,12	- 0,39	- 0,12	- 0,39
Royaume-Uni	0,69	0,83	0,67	0,84	- 0,52	- 0,43	- 0,52	- 0,43	- 0,53	- 0,43	- 0,53	- 0,43
États-Unis	0,72	0,86	0,85	0,86	- 0,25	- 0,27	- 0,25	- 0,27	- 0,57	- 0,27	- 0,57	- 0,27
Canada	0,69	0,96	0,72	0,95	- 0,57	- 0,11	- 0,57	- 0,11	0,31	- 0,11	0,31	- 0,08
Japon	0,30	0,71	0,72	0,71	- 0,24	- 0,25	- 0,24	- 0,25	- 0,64	- 0,25	- 0,64	- 0,24

D. Autres décompositions tendance-cycle

Nous avons évalué la robustesse de nos conclusions à des méthodes alternatives d'extraction de la tendance. La partie cyclique a été identifiée au moyen du filtre de HODRICK et PRESCOTT [1997] (ci-après filtre HP), de la tendance linéaire et des différences premières. Il serait fastidieux de reporter l'ensemble des tableaux qui résumant les résultats de cette étude. Nous préférons souligner les faits saillants qui apparaissent.

Stabilisation des fluctuations

Quelle que soit la méthode d'identification de la tendance, nous observons pour les deux régimes de change une déconnection entre la volatilité des taux de change et celle des quantités. L'absence de correspondance entre les pays qui assistent à une modification de la volatilité de leur taux de change et ceux qui voient l'ampleur de leurs fluctuations changer de manière significative confirme les résultats obtenus avec le filtre de *Baxter et King*.

Persistence et procyclicité

Les conclusions présentées dans la section 3.3 sont robustes à la méthode d'extraction de la composante cyclique. Qu'il s'agisse du système de *Bretton Woods* ou du SME, le régime de change n'affecte pas significativement le degré de persistance du PIB et les procyclicités des variables d'intérêt.

Interdépendance

Quelle que soit la décomposition tendance-cycle, la chute du système de *Bretton Woods* n'est pas associée à une accentuation significative de l'interdépendance entre les pays de l'échantillon. L'impact du SME sur les corrélations croisées diffère, en revanche, en fonction des filtres retenus. La méthode de HODRICK et PRESCOTT [1997] confirme les résultats présentés dans cet article. En effet, comme le soulignent BAXTER et KING [1995], le « band pass » et le filtre HP identifient des parties cycliques très similaires pour des séries trimestrielles qui ne présentent pas de fortes composantes de hautes fréquences, telles que le PIB et ses éléments. Le SME se traduit par une plus forte synchronisation cyclique des fluctuations du PIB, de la consommation et de l'investissement. À l'inverse, ce phénomène ne se manifeste pas lorsque les fluctuations sont identifiées au moyen des différences premières et de la tendance linéaire.

E. Corrélations croisées pendant les années 70

Sur les graphiques 18, 22 et 23, on observe une correspondance entre les pays qui ont vu leur taux de change nominal se stabiliser dans la période récente et ceux qui sont plus corrélés au cycle allemand. L'appartenance au SME serait associée à une interdépendance accrue des fluctuations du PIB, de la consommation et de l'investissement. Afin de vérifier que ce phénomène n'est pas du à une tendance permanente, nous présentons dans cette annexe les corrélations croisées obtenues pour les années 70.

FIGURE E1

SME – Corrélations croisées du PIB (1971 : 3-1979 : 2) – Filtre de Baxter et King

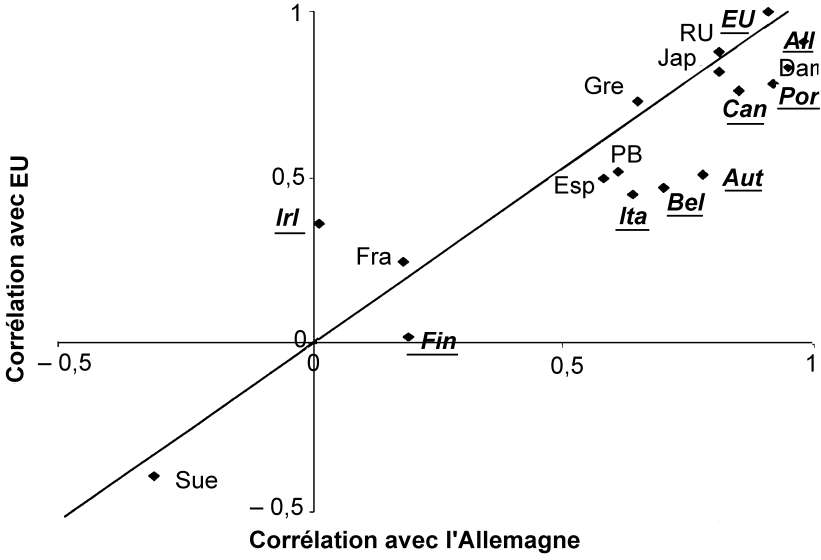


FIGURE E2

SME – Corrélations croisées de la consommation (1971 : 3-1979 : 2) – Filtre de Baxter et King

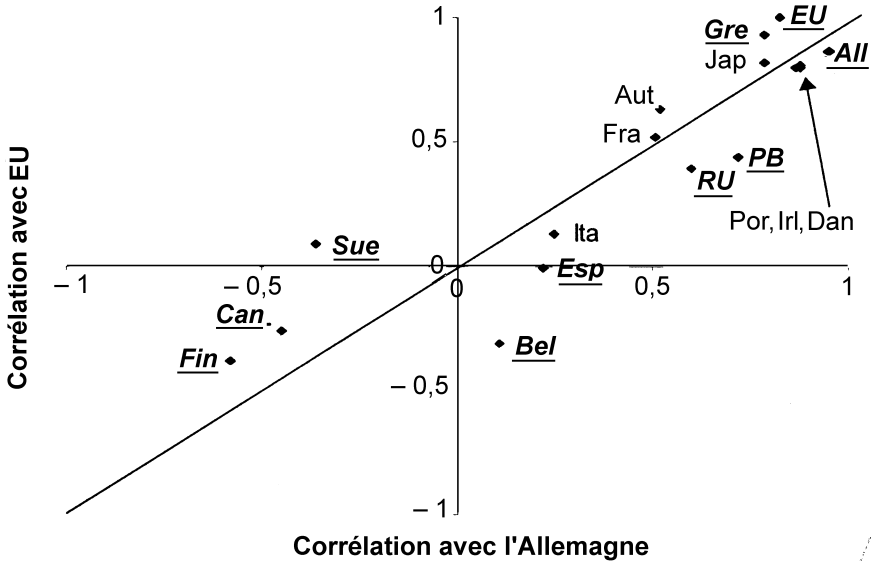
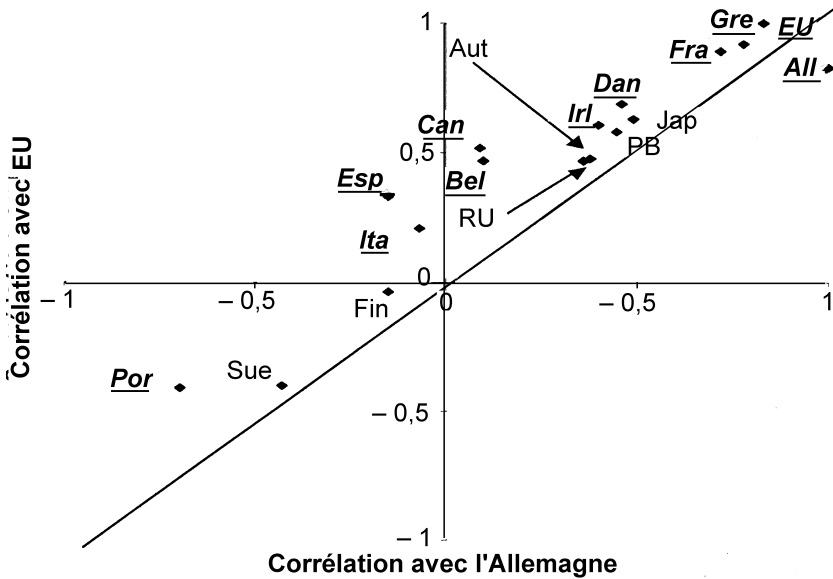


FIGURE E3

SME – Corrélations croisées de l'investissement (1971 : 3-1979 : 2) – Filtre de Baxter et King



En ce qui concerne le PIB, dans les années 70 (graphique E1), la France, l'Espagne, le Danemark et les Pays-Bas ne sont pas significativement plus corrélés au cycle allemand qu'au cycle américain. En revanche, dans la période récente (graphique 18), ces pays connaissent une synchronisation cyclique plus prononcée avec les fluctuations outre-Rhin. À l'inverse, le Royaume-Uni et le Canada, situés près de la diagonale dans les années 70, voient leur corrélation avec les États-Unis s'accroître depuis la fin des années 80.

En comparant les graphiques 22 et E2, il apparaît que la distribution des pays autour de la diagonale est modifiée par l'appartenance au SME. En effet, les pays du SME tels que la France, l'Autriche, l'Italie et le Portugal deviennent significativement plus en phase avec leur voisin allemand dans les années récentes alors que des pays non membres du SME (Royaume-Uni, Canada) ou membres tardifs (Finlande) voient leur corrélation avec leur partenaire outre-Atlantique s'accroître.

Enfin, en ce qui concerne l'investissement, alors que des pays membres du SME tels que le Portugal, l'Italie, l'Espagne, la France, l'Autriche et les Pays-Bas se situent au dessus de la droite à 45° dans les années 70 (graphique E3), ces pays basculent de l'autre côté de la diagonale dans la période récente (graphique 23) : le SME se serait traduit par une interdépendance accrue de l'investissement. *A contrario*, les pays qui n'ont pas vu leur taux de change vis-à-vis du DM se stabiliser depuis 1987 (Canada, Royaume-Uni, Finlande) viennent se situer dans le coin supérieur droit du graphique 23 : leurs fluctuations sont plus en phase avec le cycle américain.