

GDR « Economie monétaire et financière »**21èmes journées internationales d'économie monétaire et bancaire****Nice, 10 et 11 juin 2004****Le taux de change euro-dollar est-il quasi-stationnaire ?***Version révisée : avril 2004*

Jean-François GOUX

Professeur

*Université Lyon 2 et GATE – CNRS**93 chemin des Mouilles, 69130 Ecully (France)**tél. : 04 72 86 60 87 ; mail : goux@univ-lyon2.fr**<http://www.monnaie-finance.com>*

Abstract : The euro-dollar exchange rate : an empirical analysis with the new econometrics of cointegration with structural breaks in the deterministic trend - We propose an application of Johansen *et al.* model (2000) in the case of euro-dollar exchange rate, which allow for structural breaks in the statistical analysis of cointegration.

We calculate the accurate model and demonstrate that some fundamentals (prices, interest rates) can partly explain the evolution of the exchange rate when structural breaks in the deterministic trend are introduced. But, the main mechanism remain the reversion to a breaking trend.

Résumé : Lorsqu'on analyse des données macro-économiques, il est souvent pertinent d'introduire des ruptures structurelles dans l'analyse statistique. En particulier, la technique de la co-intégration avec rupture structurelle peut s'avérer intéressante. Nous proposons une application du modèle de Johansen *et al.* (2000) dans le cas du taux de change euro-dollar.

Nous présentons le modèle pertinent pour une telle analyse et démontrons que certains fondamentaux (prix, taux d'intérêt) retrouvent une partie de leur pouvoir explicatif lorsque des ruptures structurelles sont introduites dans la composante déterministe. Mais, le mécanisme principal reste le retour à la moyenne vers une tendance coudée.

JEL : C 32, F 31, F32

Key words : euro-dollar exchange rate, cointegration, breaking trend.

Mots-clefs : taux de change euro-dollar, co-intégration, tendance coudée.

Remerciements : Je remercie S. Johansen pour ses longues remarques qui, je l'espère ont contribuées à améliorer une version antérieure de ce papier. Je remercie également A. Sand et J.P. Allegret (Université Lyon 2), J. Trotignon (Université Lyon 3), T. Kigabo (Université de Kigali, Rwanda), ainsi que tous les membres de l'atelier monnaie du GATE pour leurs conseils et remarques. Je remercie enfin deux rapporteurs anonymes de la revue *Economie et Prévision* dont les critiques ont contribué à une profonde modification des premières versions. Les erreurs d'interprétation m'incombent.

I. Introduction

Les propriétés de long terme des séries chronologiques de prix d'actifs intéressent depuis longtemps les économistes et les statisticiens. Dans cet article, nous ré-examinons cette question à propos du taux de change, à partir de l'exemple de celui de l'euro contre dollar. Là encore, il existe une abondante littérature portant sur l'existence du mécanisme de retour à la moyenne¹ (*mean reversion*) du taux de change réel, permettant ainsi de tester la validité de la théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA). La controverse n'est pas moindre que pour le prix des actions (*cf.* Chaudhuri, Wu, 2003), elle porte à la fois sur la théorie, les méthodes et les techniques économétriques ; nous renvoyons à Chortareas *et al.* (2002) pour un rapide survol et aux articles plus anciens de Mac Donald (1995, 1996) pour une analyse plus détaillée.

Ces dernières années, dans de nombreux articles, différents auteurs ont également tenté de déterminer une ou plusieurs équations permettant d'expliquer l'évolution du taux de change euro-dollar ; que ce soit dans une perspective de moyen ou long terme – Brooks *et al.* (2001), Chinn et Alquist (2001), Duval (2001), Meredith (2001), Stein (2001), Teïletche (2000, 2001), Tempereau et Teïletche (2002), Koen *et al.* (2001) – ou de court terme - CNCT (1999), Artus (2000), Benassy-Quéré (2000), De Grauwe (2000), Sinn *et al.* (2001). On trouvera dans l'article de Koen *et al.* (2001) un recensement quasi exhaustif des modèles portant sur le taux de change d'équilibre de l'euro.

On peut retenir trois grandes directions explicatives² :

- l'approche fondamentale d'équilibre ou *Fundamental Equilibrium Exchange Rate* (FEER) qui définit un niveau théorique compatible avec les grands équilibres (balance des paiements, plein emploi, etc.)³ ;
- l'approche comportementaliste ou *Behavioral Equilibrium Exchange Rate* (BEER) qui consiste à proposer puis à estimer une équation réduite expliquant le taux de change en fonction de différents facteurs économiques fondamentaux suggérés par la théorie économique⁴ ;
- la réfutation de l'approche fondamentale, dans l'esprit des travaux de Meese et Rogoff (1983, 1988)⁵.

Nous nous situons entre les deux dernières. Notre objectif n'est pas de vérifier un modèle théorique particulier, il est :

¹ La formule « retour à la moyenne » (*mean reversion*) est employée ici dans son sens économétrique courant aujourd'hui de convergence vers une valeur moyenne ou un trend déterministe. Le retour à la moyenne est caractéristique d'une série stationnaire ou trend stationnaire (TS) ; *cf.* Mac Donald et Moore (1996), Chaudhuri et Wu (2003), Dufrenot *et al.* (2003).

² Voir Dufrenot *et al.* (2003).

³ Voir Williamson (1994), Mac Donald et Stein (1999), etc.

⁴ Voir Clark et Mac Donald (1999), Dufrenot *et al.* (2003) et surtout la bibliographie citée par Cheung *et al.* (2002) pour le cas particulier de l'euro.

⁵ On trouvera une actualisation de cette direction de recherche dans Cheung *et al.* (2002).

- de montrer l'importance des composantes déterministes et en particulier des ruptures structurelles les modifiant ;
- de retrouver une place (modeste) pour quelques éléments fondamentaux dans l'explication de l'évolution des taux de change, à l'aide d'un modèle acceptable, simple et général.

Cette hypothèse nous a alors amené à renouveler les techniques économétriques habituellement utilisées dans ce domaine⁶. Nous avons, cependant, tout d'abord utilisé les techniques traditionnelles afin de repérer l'existence d'une racine unitaire dans la série du taux de change réel⁷. Comme pour l'ensemble de la littérature, le résultat est positif et infirme l'existence d'un mécanisme simple de retour à la moyenne. Nous avons alors utilisé des tests plus généraux permettant de prendre en compte l'existence de changements structurels, mais sans plus de succès⁸. Cela signifie que la PPA n'est sans doute pas un facteur d'équilibre suffisant et qu'il convient de prendre en compte d'autres variables, en particulier les taux d'intérêt. Nous avons alors choisi une des méthodes les plus générales actuellement disponibles, celle qui a aussi la plus grande souplesse, permettant ainsi de tester toutes les configurations possibles : la co-intégration multivariée avec *breaks* structurels⁹ dans la composante déterministe. Cela nous permet de trouver des résultats plus satisfaisants grâce au traitement correct de la question délicate des changements structurels de type « *crash* » ou « *changing growth* » pour reprendre la terminologie de Perron (1989, 1997). Il est ainsi possible de retrouver des bases théoriques fondamentales simples¹⁰ permettant d'expliquer le taux de change euro-dollar sous réserve de définir précisément la composante déterministe du modèle.

Le modèle et les propriétés statistiques des données et les dates et points de rupture seront présentés dans la section suivante (II). Nous déterminerons ensuite, grâce à la nouvelle technique économétrique utilisée, la relation recherchée et ses composantes (III). Il nous restera à conclure (IV).

II. Modèle, dates et données

De nombreux travaux de recherche et articles récents ont mis l'accent sur l'influence des mouvements de capitaux sur le taux de change ; parmi ceux-ci, Derambure (2002), de Grauwe

⁶ C'est aussi ce que font toutes les tentatives récentes sur le même sujet, par exemple : Abuaf, Jorion (1990) ; Chortarea et al. (2002) ; Engel, Hamilton (1990) ; Mac Donald et Moore (1996) ; Perron et al. (1992) ; Wu, Yangu (1997).

⁷ Cf. annexe 1.

⁸ Cf. annexe 1.

⁹ Cf. Johansen et al. (2000) ; il existe d'autres références sur la co-intégration avec break structurel, mais ces méthodes sont moins puissantes (univariées) dans la mesure où elles sont souvent fondées sur la procédure standard en deux temps de Engle et Granger (1987) avec une introduction de la rupture seulement dans le deuxième temps grâce à des tests de type Perron (1989,1997) ou autres. Ce point est abordé plus loin dans l'article.

¹⁰ On s'écarte ainsi des conclusions exagérément pessimistes sur le rôle des fondamentaux, du type de celles de Meese (1990) ou auparavant de Meese et Rogoff (1983).

(2000), Meredith (2001), Chinn et Alquist (2000), Brooks et *al.* (2001), Borowski et Couharde (2002), Khaber et *al.* (2000), Koen et *al.* (2001) se sont plus particulièrement intéressés au cas du taux de change euro-dollar. Nous nous situons délibérément dans cette perspective d'interdépendance et d'équilibre entre marchés de capitaux et marché des changes¹¹.

1. Le modèle

Le modèle de base est volontairement très simple et standard, conforme à la théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt¹². On peut l'écrire sous forme de la relation d'arbitrage suivante :

$$i_t^{EU} - i_t^{US} = e_{t+n}^e - e_t \quad (1)$$

où : e_{t+n}^e est le logarithme du taux de change de l'euro (à l'incertain) anticipé pour la période $t + n$; e_t est le logarithme du même taux de change observé en t ; i (EU) et i (US) sont les taux d'intérêt nominaux en Europe et aux Etats-Unis.

Comme dans le modèle de Frankel (1979), ou Meese et Rogoff (1983), nous retenons une équation de formation des anticipations à la Dornbusch, augmentée d'un terme déterministe¹³ représentant la tendance lourde du marché des changes γ_t :

$$e_{t+n}^e - e_t = \mathbf{q}(\underline{e}_t - e_t) + \mathbf{g} \quad (2)$$

Le taux de dépréciation anticipé ($e_{t+n}^e - e_t$) dépend de l'écart du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre \underline{e}_t et d'une composante déterministe.

En combinant (1) et (2), on peut écrire :

$$e_t - \underline{e}_t = -\mathbf{1}/\mathbf{q}(i_t^{UE} - i_t^{US}) - \mathbf{g} \quad (3)$$

Si l'on suppose que le niveau de long terme du taux de change est déterminé par la parité des pouvoirs d'achat, alors

$$\underline{e}_t = p_t^{UE} - p_t^{US} \quad (4)$$

avec p_t : niveau des prix (log).

Le taux de change réel s_t est égal à :

$$s_t = -\mathbf{1}/\mathbf{q}(i_t^{UE} - i_t^{US}) - \mathbf{g} \quad (5)$$

que l'on peut transformer en une forme empiriquement testable :

¹¹ Plus récemment, Phylaktis et Ravazzolo (2003), ainsi que Hau et Ray (2003), ont mis en évidence le lien étroit entre marché boursier et marché des changes.

¹² Cheung *et al.* (2002), Alexius (2001), Meredith et Chinn (1998), Mac Donald et Nagayasu (2000), Mac Donald et Moore (1996) considèrent que ce modèle est un benchmark. Ces derniers écrivent à ce sujet : "International parity conditions, such as uncovered rate parity (UIP) and purchasing power parity (PPP), have a pivotal position in asset market models of the exchange rate" (p.12).

¹³ Ce terme n'existe pas chez ces auteurs, c'est nous qui l'ajoutons. Nous avons également renoncé à intégrer le différentiel d'inflation, dans la mesure où le signe obtenu pour cette variable, ainsi que sa significativité, n'ont jamais été satisfaisants dans les estimations.

$$s_t = -1/q (i_t^{EU} - i_t^{US}) - g_t + e_t \quad (6)$$

où γ_t représente un biais systématique d'anticipation, de la forme générale : $\gamma_t = \alpha + \beta t$, avec éventuellement des ruptures dont la forme analytique est précisée plus loin, et ε_t est un terme aléatoire.

2. Les données

Nous analysons d'abord le taux de change réel, puis le différentiel de taux d'intérêt nominal à long terme, que nous utiliserons dans la suite des calculs.

2.1. Le taux de change réel

Le principe de la solution consiste à recalculer la valeur de l'euro avant 99 à partir d'une moyenne pondérée des taux de change bilatéraux par rapport au dollar des monnaies participant à l'euro. Il existe trois solutions de pondération : une pondération fixe correspondant à celle retenue au moment de la définition de l'euro ; une pondération variable correspondant à celle de l'ECU¹⁴ (solution adoptée par l'OCDE) ; une pondération variable établie à partir des échanges de produits manufacturés¹⁵ (solution adoptée par la BCE à partir de la source BRI). Les deux dernières solutions conduisant à des résultats très proches, elles seront considérées comme équivalentes. La première solution, trop simpliste, sera écartée d'office. Nous retiendrons donc les chiffres de l'OCDE de mars 1979 (naissance de l'ECU) à décembre 1998 en données mensuelles. A partir de janvier 1999, les chiffres officiels sont pris en compte, jusqu'à janvier 2004. Le graphique 1 représente la cotation à l'incertain (valeur du \$ US en euro), utilisée pour tous les calculs dans cet article¹⁶. Cette variable, en logarithme, est notée e pour le taux nominal et s pour le taux réel (graphique 1) défini de la manière suivante¹⁷ :

$$s_t = e_t - p_t^{EU} + p_t^{US} \quad (7)$$

D'autres études comportent une même reconstitution du taux de change. Par exemple, Teïletche (2001) retient trois modalités de construction : assimilation de l'euro à l'ECU, assimilation de l'euro au Deutsche Mark, moyenne pondérée par le PIB en volume des parités bilatérales. Il retient cette dernière solution, mais montre que les trois sont peu différentes après 1985 (différence inférieure à 7 %) et très proches après 1990 (moins de 3 % de différence).

¹⁴ Dans ce cas, avant 1999, euro = ECU.

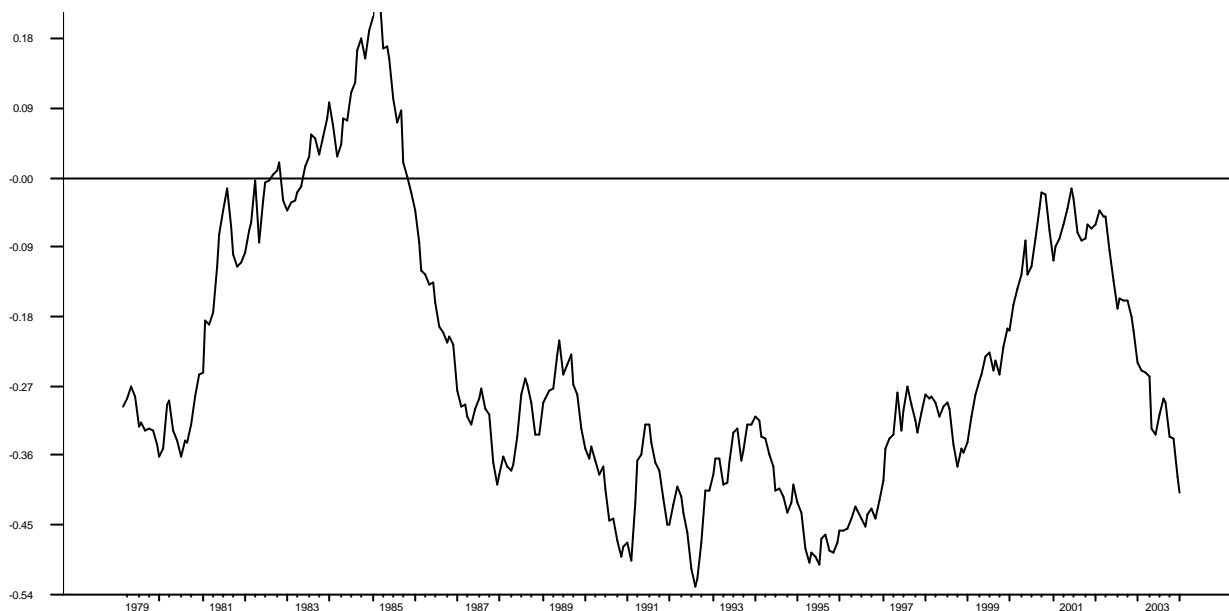
¹⁵ De type taux de change effectif.

¹⁶ Conformément aux modèles théoriques, mais à l'inverse de l'usage actuel.

¹⁷ Source des indices de prix : base de données OECD-MEI, ramenés en base 100 en mars 1979.

Les tests ADF, sans ou avec *break* structurel, portant sur le taux de change réel mettent en évidence son caractère $I(1)$ ¹⁸.

Graphique 1 : le taux de change réel euro – dollar (1979 – 2003) – en logarithme.



2.2. Les taux d'intérêt nominaux à long terme

La série porte sur la même période : mars 1979 à janvier 2004. Dans les deux cas, Europe et Etats-Unis, c'est le taux d'intérêt nominal des obligations d'Etat à 10 ans qui a été retenu¹⁹. Ces variables, non transformées, sont notées respectivement i^{UE} et i^{US} . Le taux nominal a été privilégié par rapport au taux réel pour des raisons économétriques²⁰. Le taux long a été retenu de préférence au taux court essentiellement pour des raisons économétriques²¹.

¹⁸ Voir annexe 1 et infra.

¹⁹ Source : Etats-Unis : OECD MEI database ; Europe : Reuters benchmark depuis 1994 (BCE), OECD-MEI database de 1990 à 1993, le taux à long terme européen a été remplacé par le taux allemand et reconstitué à partir de la base de données de la Direction de la prévision pour la période antérieure à 1990.

²⁰ Nous avons testé un modèle avec taux nominaux et taux d'inflation, de manière à vérifier la pertinence de la prise en compte de taux d'intérêt réels. Le signe obtenu pour le différentiel d'inflation est contraire au signe attendu et, en outre, un test du X2 nous indique que l'on peut l'éliminer et donc conserver uniquement les taux nominaux (résultats détaillés disponibles auprès de l'auteur).

²¹ La théorie de la PTINC ne fait pas plus particulièrement référence aux taux longs qu'aux taux courts. La prise en compte des taux courts serait nécessaire si nous modélisions les arbitrages sur le marché monétaire, et les taux longs si l'arbitrage se fait plutôt sur le marché financier. Mac Donald et Nagayasu (2000) préconisent cependant de retenir des taux longs. En outre, les tests de normalité des résidus sont rarement satisfaisants lorsque les taux courts sont inclus dans le modèle.

Les tests ADF, sans ou avec *break* structurel, portant sur le différentiel de taux d'intérêt nominal mettent en évidence son caractère $I(1)$ ²².

3. Date de départ et points de rupture

La détermination d'un modèle pertinent repose sur la vérification de deux hypothèses : *i* - il existe une relation stable entre le taux de change et des fondamentaux ; *ii* - la date de départ et les points de rupture se rapportent à des événements repérables (critère d'exogénéité). Ce dernier point correspond à la volonté de limiter le côté empirique de cette recherche et de ne pas rendre ces dates trop dépendantes du modèle théorique testé. Les dates doivent donc être déterminées, de préférence, de façon exogène (événement, choc, etc.).

Le premier point de départ pose peu de problèmes. La date de mars 1979 (début du SME) s'impose naturellement²³. Ce choix est conforté par les travaux de Clarida *et al.* (1998) qui soulignent un changement de régime majeur en 1979 dans les politiques monétaires conduites au sein de la zone²⁴. Comme nous l'avons déjà indiqué, nous nous écartons de l'hypothèse, sous jacente à beaucoup d'études, d'absence de modification marquée au cours de la période 1979 – 1999. D'autres dates ou points de rupture peuvent donc être retenus :

- septembre 1985 : accords du Plaza (les Etats-Unis abandonnent le laissez-faire en matière de change et participent à des interventions concertées pour stabiliser les changes) ;
- mai 1986 : sommet de Tokyo (meilleure coordination des politiques économiques) ;
- février 1987 : sommet du Louvre (stabilisation des changes à l'intérieur de zones cibles) ;
- à partir de 1990 : plusieurs dates de rupture peuvent encore être retenues²⁵ : 1990 (début de la phase 1 de l'UEM), 1992 (traité de Maastricht signé en février, mais aussi crises du SME en septembre concernant la Lire et la Livre), 1993 (crise du SME au mois d'août), 1994 (début de la phase 2 après le conseil européen de Copenhague en novembre 1993 qui a défini les critères de convergence pour l'adhésion à l'UEM et gel de la composition du panier de l'ECU), 1995 (conseil de Madrid, en décembre 1995, qui précise les modalités de passage à la monnaie unique)
- janvier 1999 : début de l'UEM
- septembre/novembre 2000 : interventions des banques centrales sur les changes
- fin 2000 : éclatement de la bulle boursière

²² Voir annexe 1.

²³ Bien que certaines études débutent avant : par exemple 1975 pour Maeso-Fernandez (2001), ce qui est difficile à justifier.

²⁴ D'après Garcia et Verdelhan (2001).

²⁵ Nous avons écarté une date importante : mai 1998 (conseil européen de Bruxelles qui a établi la liste des pays qualifiés, fixé les parités bilatérales et décidé de la composition du directoire de la BCE). Elle était trop proche de janvier 1999 pour qu'il y ait une différence notable entre les deux.

- avril 2002 : réunion du G7 (le FMI évoque la surévaluation du dollar et la sous-évaluation de l'euro).

Nous devons choisir un ou plusieurs points de rupture parmi ces différentes dates. Ce choix est une question extrêmement délicate. Nous devons respecter, au minimum, les trois contraintes suivantes :

- les ruptures que nous voulons prendre en compte sont celles de la relation de co-intégration et non celles des données en niveau, même si cette possibilité n'est pas exclue ; ce n'est qu'en l'absence de variables explicatives (modèle univarié) que les ruptures seront alors celles de la variable à expliquer : le taux de change ;
- il est inutile de multiplier les tests, or la méthodologie multivariée retenue contient l'approche univariée comme un cas particulier dont on peut alors tester rigoureusement la pertinence (les tests sont imbriqués)²⁶ ;
- les tests tabulés par Mosconi et Johansen (2000) l'ont été en considérant les points de rupture structurelle comme exogènes ; il est donc délicat de les considérer comme endogènes, dans un premier temps, afin de les repérer rigoureusement, et de les retenir, dans un deuxième temps, comme s'ils étaient exogènes.

La méthode séquentielle de Zivot et Andrews (1992) semble suffisante²⁷ pour détecter les points de rupture, mais elle sera seulement utilisée à titre indicatif, et non de manière formelle, afin de ne pas nous mettre en contradiction avec les points précédents. Les calculs portent sur trois variantes de l'hypothèse alternative :

Modèle A : la série est trend-stationnaire (TS) avec une rupture dans la moyenne ;

Modèle B : la série est trend-stationnaire (TS) avec un changement dans la pente du trend ;

Modèle C : la série est trend-stationnaire (TS) avec à la fois une rupture dans la moyenne et un changement dans la pente du trend.

Formellement C s'écrit, sous une forme simplifiée :

$$\Delta y_t = b_0 + b_1 t + b_2 DU_t + b_3 DT_t + a y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

où DU_t est une variable qui prend la valeur 1 quand $t > t_0$ (date de rupture) et 0 sinon ; $DT_t = t - t_0$ quand $t > t_0$ et 0 sinon. On obtient le modèle B en annulant b_2 et le modèle A en annulant b_3 . L'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire sans changement structurel exogène contre l'hypothèse alternative de stationnarité avec rupture structurelle. Nous n'effectuons pas ce test sous

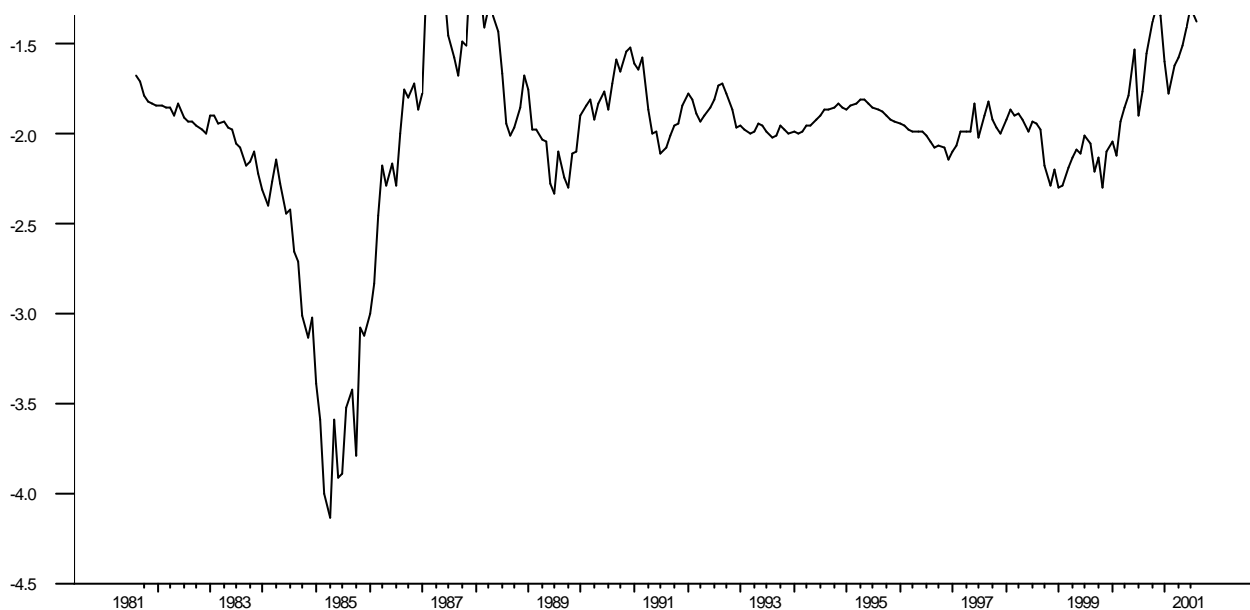
²⁶ Johansen recommande d'utiliser cette démarche du général au particulier, dans une logique IF – THEN.

²⁷ Cette approche a été préférée aux autres approches univariées (Perron, 1997, Perron et Vogelsang, 1992) car, d'une part, la partie du test que nous utilisons est pour l'essentiel commune à toutes, d'autre part, le modèle testé par Zivot et Andrews renforce l'hypothèse alternative, ce que nous recherchons. Il est également concevable d'utiliser un test de type Bai-Perron (1998, 1999, 2001) qui permet effectivement d'estimer des dates de rupture, le nombre de point de rupture et de tester la présence de ces changements de structure. Dans notre cas, cette sophistication est inutile.

cette forme, nous calculons simplement la valeur du t associé au paramètre autorégressif α , que nous représentons ensuite graphiquement de manière à faire apparaître un ou plusieurs minima.

Les calculs effectués à partir du modèle C, le plus général, mettent en évidence une rupture²⁸ (de pente et de niveau) en avril 1985. On peut rapprocher cette date de celle des accords du Plaza (septembre 1985) dont on sait²⁹ qu'elle n'a fait que confirmer un retournement qui avait commencé quelques mois plus tôt. Il n'y aurait, selon ce test, qu'un seul point de rupture ; hypothèse que nous retiendrons dans un premier temps.

Graphique 2 : test de Zivot et Andrews (modèle C)



Le modèle A, qui ne retient que le changement de niveau, met en évidence deux points de rupture³⁰ : le premier, le plus net, identique au précédent, ce qui est logique ; le deuxième, moins net, fin 1996 ou début 1999. On considérera que la vraie rupture correspond à janvier 1999 (début de l'UEM), dans la mesure où il faut attendre cette date pour que la rupture se confirme ; en outre, cette dernière date respecte mieux que la précédente la contrainte d'exogénéité, car il est difficile de considérer que la fin de l'année 96 soit une date majeure. Nous testerons donc également un modèle avec deux ruptures (avril 1985 + janvier 1999) sachant que l'influence de cette deuxième date est moins nette et

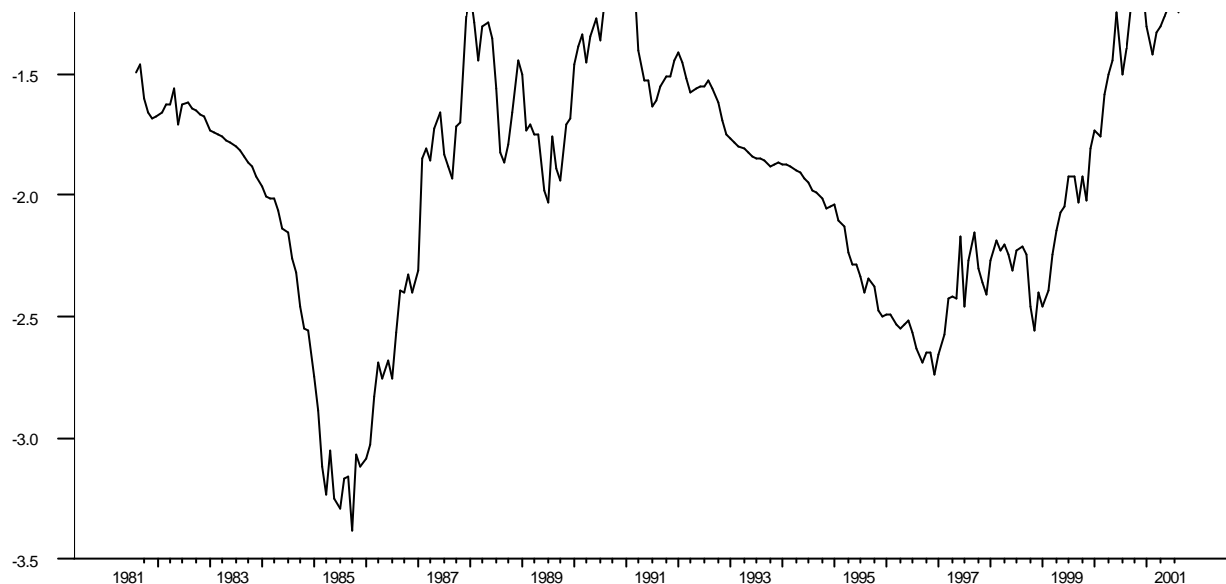
²⁸ Elle est cependant non significative selon les tests (valeur critique = -5,08). La série est donc bien I(1).

²⁹ Funabashi (1988) montre que les interventions des banques centrales ont commencé dès le début de 1985 : discrètes en janvier, elles apparaissent plus nettement en février et s'intensifient en avril. Rappelons que l'accord de septembre 1985 a entraîné une baisse coordonnée de la valeur du dollar grâce aux interventions des banques centrales du G5.

³⁰ Également non significatifs selon les tests usuels.

qu'il ne s'agit peut-être que d'une rupture de niveau. Le modèle B ne donne pas de résultats significatifs³¹.

Graphique 3 : test de Zivot et Andrews (modèle A)



III. La co-intégration avec break structurel

1. Méthodologie empirique

Nous allons utiliser les travaux récents de l'économétrie des séries non stationnaires, en particulier l'approche développée par Johansen (1988, 1991, 1995), Johansen et Juselius (1990, 1992, 1994), Hansen et Juselius (1995), Amisano et Giannini (1997) et surtout Johansen, Mosconi et Nielsen (2000). La théorie de la co-intégration multivariée³², dans le cadre des modèles auto-régressifs vectoriels (VAR), qu'ils proposent, devrait nous permettre, à la fois, de déterminer un modèle pertinent sans perte d'information - variables en niveau - et de tester différentes hypothèses structurelles grâce au recours systématique à la méthode du maximum de vraisemblance qui se révèle particulièrement adaptée à cet objet.

1.1. la co-intégration multivariée

Le modèle de base est un VAR bi-varié ($p=2$), avec des erreurs suivant une distribution de Gauss, de la forme suivante (9) :

³¹ Résultats disponibles auprès de l'auteur.

³² Pour une vision synthétique et complète, le lecteur est renvoyé au dernier ouvrage de Johansen (1995) ainsi qu'à celui d'Amisano et Giannini (1997). On trouvera une présentation en français chez Lardic et Mignon (2002).

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

avec $t = 1, \dots, T$; k est le nombre de retards, et où X_t est un vecteur de variables stochastiques, e_t est un terme d'erreur *niid* $(0, \Sigma)$ et D_t un vecteur de variables non stochastiques (coefficients saisonniers, trend temporel, variables auxiliaires) ou de variables stochastiques exclues de l'espace de co-intégration (variables incluses dans la dynamique de court terme, mais pas dans l'espace de co-intégration). Pour simplifier, nous ne retiendrons que le trend temporel t . et une constante μ . Les matrices A contiennent les paramètres du modèle.

Le modèle précédent peut être reformulé, après combinaison linéaire et différenciation, dans une version à correction d'erreur (VECM) (10) :

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \psi D_t + e_t \quad (10)$$

où les matrices Γ et Π contiennent les paramètres du modèle, les premiers concernent les relations de court terme qui sont stationnaires, les seconds, de long terme, qui ne le sont pas. Pour que le produit Πx_{t-1} devienne $I(0)$, si x_{t-1} est $I(1)$, nous introduisons l'hypothèse de co-intégration. Celle-ci est formulée comme le rang r de la matrice Π , dans l'équation (11) suivante³³.

$$H(r) : P = \alpha \beta' \quad (11)$$

α et β sont des matrices $p \times r$. L'hypothèse $H(r)$ implique que le processus Δx est stationnaire, que x_t est non stationnaire, mais que $\beta' x_t$ devient stationnaire³⁴. Lorsque $r = 1$, le vecteur β est le vecteur de co-intégration entre les variables ; il correspond à une seule relation de long terme. Lorsque $1 < r < p$, β est une matrice définissant l'espace de co-intégration ; il existe alors plusieurs relations de long terme. α est le vecteur, ou la matrice, d'ajustement (les poids), c'est-à-dire la mesure de la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme. Il reste cependant à préciser la forme exacte de la composante déterministe du modèle.

1.2. La composante déterministe

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

$$y = \alpha y_1 + \alpha \wedge y_2$$

³³Ce qui signifie que le système comporte au moins $(p - r)$ racines unitaires, correspondant à autant de tendances communes, ou chocs permanents, et au plus r relations de co-intégration.

³⁴ On trouvera la justification théorique chez Johansen (1991) ou (1995).

$$\mathbf{m} = \mathbf{a}_\perp \mathbf{m}_1 + \mathbf{a} \wedge \mathbf{m}_2$$

où α_\perp est le vecteur orthogonal complémentaire à α ; ψ_2 est un vecteur (p - r) de coefficients correspondant à un trend quadratique dans les données ; ψ_1 est le vecteur (r) des coefficients du trend linéaire dans les relations de co-intégration ; μ_2 est un vecteur (p - r) des coefficients de pente du trend linéaire dans les données ; μ_1 est un vecteur (r) de constantes dans les relations de co-intégration.

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

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

cas 3 : $\psi = 0$; $\mu_1, \mu_2 \neq 0$: $\mu_2 \neq 0$ autorise la présence d'une tendance linéaire dans les données en niveau et $\mu_1 \neq 0$, la présence d'une constante dans la relation de co-intégration.

cas 4 : $\psi = 0$; $\mu_2 = 0$; $\mu_1 \neq 0$: le trend linéaire dans les données est exclu, seules demeurent les constantes dans les relations de co-intégration.

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

Le cas n° 2 sera privilégié car il correspond exactement au modèle théorique que nous voulons tester, puisque la présence d'un trend linéaire est une condition indispensable pour introduire la présence de ruptures dans un trend déterministe. L'exclusion du cas exceptionnel d'une tendance quadratique dans les données est assurée en supposant $\psi = \alpha\psi_1$. En retenant l'hypothèse (11) et cette dernière contrainte, le modèle (10) s'écrit :

$$\Delta X_t = \mathbf{a}(\mathbf{b}' X_{t-1} + \mathbf{y}_1' t + \mathbf{m}_1) + \mathbf{a}_\perp \mathbf{m}_2 + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k+1} + e_t \quad (12)$$

Cette équation permet de tester non seulement le cas n°2, mais également le cas n°3 en supposant $\psi_1 = 0$, et le cas n°4 en supposant $\psi_1 = 0$ et $\mu_2 = 0$. Ces deux derniers cas permettent la prise en compte d'un ou plusieurs changements de niveau.

On peut également diviser l'échantillon en sous-périodes, en fonction de la position des points de rupture.

1.3. La prise en compte des *breaks* structurels

La prise en compte des *breaks* structurels a surtout été discutée dans le contexte des séries chronologiques autorégressives univariées avec une racine unitaire, dans la lignée des travaux de Perron (1989). Mais depuis plusieurs années, un élargissement aux modèles multivariés s'est opéré. On peut y distinguer deux courants : l'un, qui prend en compte des *breaks* dans les paramètres de co-intégration (Kuo (1998), Seo (1998), Hansen et Johansen (1999), Hansen (1999)), l'autre, qui retient seulement des *breaks* dans la composante déterministe (Inoui (1999), Johansen *et al.* (2000)). On peut rattacher à la première option les très nombreux modèles de switching qui permettent des changements de régime dans la(les) relation(s) de co-intégration ; Gabriel *et al.* (2002) en est un bon exemple récent³⁵ dans le cas d'un modèle univarié.

Nous considérons que la prise en compte de ces *breaks* structurels est indispensable si l'on veut éviter le risque de rejeter à tort l'hypothèse de co-intégration. En effet, si ceux-ci sont ignorés, les résidus des régressions co-intégrantes capturent les *breaks* non retenus et de ce fait apparaissent, à tort, comme non stationnaires (Gabriel *et al.*, 2002). Nous pensons, cependant, que l'intégration de ces ruptures, ou changements de régime, dans les paramètres des relations de co-intégration renforce le caractère empirique de la méthode et peut conduire à des résultats *ad hoc*. En revanche, les ruptures dans la composante déterministe sont des éléments « hors théorie » dont la prise en compte permet, au contraire, de laisser toute sa place aux relations théoriques dont on n'exige pas, alors, qu'elles rendent compte d'événements accidentels ou exogènes, que l'on élimine ainsi.

Supposons donc q sous-périodes, de longueur $T_j - T_{j-1}$, pour $j = 1, \dots, q$ et $0 = T_0 < T_1 < T_2 < \dots < T_q = T$. La dernière observation du $j^{\text{ième}}$ échantillon est T_j , tandis que T_{j+1} est la première observation de l'échantillon $j+1$. Comme ci-dessus, un VAR d'ordre k est retenu. En tenant compte des *breaks* structurels, le modèle (12) devient :

$$\Delta X_t = (\Pi, \Pi_j) \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ t \end{pmatrix} + \mathbf{m}_j + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k+1} + e_t \quad (13)$$

pour $t = T_{j-1} + k, \dots, T_j$ et pour $j = 1, \dots, q$. Les innovations e_t sont, rappelons le, *niid* de moyenne nulle et de variance Σ . Les paramètres Π , Γ_i et Σ qui se rapportent à la composante stochastique sont les mêmes dans toutes les sous-périodes, alors que les vecteurs Π_j et μ_j relatifs à la composante déterministe peuvent être différents dans chacune des sous-périodes. L'hypothèse de co-intégration peut être formulée en terme de rang de la matrice Π seule ou en conjonction avec les matrices Π_j . Le détail de la procédure économétrique, ainsi que les valeurs critiques se trouvent dans Johansen (1995) pour la méthode standard et dans Johansen, Mosconi et Nielsen (2000) pour la prise en compte des

³⁵ Voir aussi à ce sujet et sur le thème du taux de change, les actes du colloque 2003 de l'Association d'Econométrie Appliquée (Marseille, 6-7 mars 2003).

breaks structurels. Le logiciel utilisé est *Rats* dans son adaptation *Malcolm* (Mosconi, 1998), version 2.5 permettant de prendre en compte les *breaks* structurels.

Finalement une des relations de co-intégration recherchée z_{1t} devrait être de la forme suivante :

$$z_{1t} = s_t + \beta_2(i_t^{UE} - i_t^{US}) = \varepsilon_t + \mu_j + \beta_{3,j} t \quad (14)$$

avec $\varepsilon_t : I(0)$ et $j : \text{périodes } 1 \dots q$

Rappelons que nous ne cherchons à déterminer qu'une relation d'équilibre entre les marchés, et donc que la normalisation du coefficient de la variable taux de change ($\beta_1 = 1$) n'implique pas une causalité présupposée.

2. Les résultats empiriques

2.1. La stratégie de test

La stratégie de test sera la suivante³⁶ :

- établissement du modèle VAR définitif ou considéré comme tel à partir de présupposés théoriques et d'hypothèses vraisemblables, en particulier celles concernant les *breaks* structurels ;
- validation du modèle (nombre de retards, analyse des résidus) ;
- tests de co-intégration ;
- tests d'hypothèses : pertinence des dates de *break*, valeur des coefficients des variables fondamentales.

2.2. L'estimation des modèles

Les variables introduites dans le VAR bi-varié sont identiques dans toutes les périodes et pour tous les échantillons : le taux de change réel et le différentiel de taux d'intérêt nominal à long terme. Nous distinguons deux cas de rupture : avril 1985 puis avril 1985 + janvier 1999. La date de départ est identique dans tous les cas : mars 1979.

2.2.1. à partir de 1979, rupture en 1985.

Les caractéristiques retenues pour ce premier test sont donc les suivantes :

- date de début : mars 1979
- rupture³⁷ : avril 1985
- possibilité d'une tendance linéaire dans les données en niveau et dans la relation de co-intégration, mais exclusion d'une tendance quadratique (cas n°2)

³⁶ Cette stratégie nous a été conseillée par S. Johansen qui la considère comme la plus logique.

³⁷ La date du *break* structurel retenue dans tous les calculs est minorée du nombre de retards. Par exemple : avril 1985 et trois retards donnent comme date : 1985 :02.

Le nombre de retard a été fixé à 3 (les tests usuels donnent des résultats convergents³⁸), les tests de normalité fournissent des conclusions peu satisfaisantes : cf annexe 2, tableau A3. Le défaut de kurtosis peut cependant s'expliquer par les valeurs très élevée des taux d'intérêt en Europe lors des attaques spéculatives contre les monnaies et ne remet donc pas directement en cause l'hypothèse de normalité³⁹. Le modèle VAR ainsi spécifié peut donc être considéré comme représentant correctement les données.

Le tableau 4 contient les principaux résultats. Il montre que l'on ne peut pas accepter l'hypothèse nulle d'une relation de co-intégration⁴⁰, même en augmentant le risque jusqu'à 10 %. Nous ne présentons donc aucun calcul correspondant à cette situation.

Précisons qu'il est également impossible de faire apparaître une relation de co-intégration en supprimant le break. De même, aucune relation n'existe avec les modèles correspondant aux cas 3 et 4 de la composante déterministe, avec ou sans break.

Tableau 4 : Test de co-intégration (un seul point de rupture)

période	composante déterministe	break	r	trace	valeurs critiques	
					5%	10 %
1979 :03	$\mu \neq 0$	85 :04	0	32,05	35,13	32,23
2004 :01	$\psi = \alpha \psi_1$		1	10,87	17,74	15,55

Note : le rang r sélectionné est le premier pour lequel la trace est inférieure à la valeur critique.

Ces résultats non satisfaisants nous incitent donc à intégrer le deuxième point de rupture possible.

2.2.2. à partir de 1979, ruptures en 1985 et 1999

Les caractéristiques retenues sont les suivantes :

- date de début : mars 1979
- ruptures⁴¹ : avril 1985 et janvier 1999

³⁸ Tests retenus : Akaike (AIC) + Hannan-Quinn (HQ) + Schwarz (SIC). Pour éviter d'allonger inutilement la taille de ce papier, aucun test sur les retards n'est présenté ; ils sont disponibles auprès de l'auteur.

³⁹ Johansen *et al.* (2000) considèrent que ce défaut est amplifié par le test dans le cas de prise en compte de breaks structurels. L'exemple qu'ils retiennent se heurte d'ailleurs à la même difficulté.

⁴⁰ Le même modèle testé avec des taux d'intérêts réels permet de retenir une relation de co-intégration, mais le signe obtenu est contraire à celui attendu d'après le modèle théorique (résultats disponibles auprès de l'auteur).

⁴¹ Même remarque que précédemment, note 37.

- possibilité d'une tendance linéaire dans les données en niveau et dans la relation de co-intégration, mais exclusion d'une tendance quadratique (cas n°2)

Le nombre de retard a été fixé à 3 (les tests usuels donnent des résultats convergents). Les tests de normalité fournissent des conclusions toujours peu satisfaisantes (cf. annexe 2, tableau A4) car le défaut de kurtosis demeure. Le modèle VAR ainsi spécifié peut cependant être considéré comme représentant correctement les données.

Le tableau 5 montre que l'on peut cette fois accepter sans difficulté l'hypothèse nulle d'une relation de co-intégration avec deux ruptures, avec un risque inférieur à 5%. En revanche, il est impossible de faire apparaître une relation avec les modèles correspondants aux cas 3 et 4 de la composante déterministe.

Tableau 5 : Test de co-intégration (deux points de rupture)

période	composante déterministe	breaks	r	trace	valeurs critiques 5%
1979 :03	$\mu \neq 0$	85 :04	0	46,66	46,19
2004 :01	$\psi = \alpha \psi_1$	99 :01	1	11,58	23,93

Note : le rang r sélectionné est le premier pour lequel la trace est inférieure à la valeur critique.

Le tableau 6 contient les principaux résultats. La ligne 1 confirme la présence d'une relation de PTINC dont le graphique 4 fait apparaître la composante déterministe. Le coefficient β a un signe conforme à la théorie et sa significativité ne peut pas être mise en cause. Le coefficient de la force de rappel de l'équation du VECM concernant le taux de change, $\alpha = -0,0747$, est conséquent. Il implique que 7,47 % de l'écart par rapport au processus de correction d'erreur est corrigé au cours du mois, autrement dit environ 50 % (*half life*) de l'écart à la tendance de moyen terme que représente la relation de co-intégration est résorbé en 9 mois environ ($0,5 = (1 - 0,0747)^9$). Cette valeur peut être considérée comme élevée (cf. Mac Donald, 1995, Abuaf et Jorion, 1990). Il apparaît donc ainsi possible d'établir une relation entre le taux de change euro-dollar et deux variables fondamentales : les taux d'intérêt et les prix (PPA).

Afin de vérifier ce résultat, nous avons testé la nullité des coefficients du différentiel d'intérêt (ligne 2) et du taux de change (ligne 3). Le test utilisé dans ce calcul et ceux qui suivent est un ratio de vraisemblance de la forme : $-2 \log Q (H_0/H_A)$ qui est asymptotiquement distribué comme un χ^2 à $r(p-s)$ degrés de liberté. On en déduit qu'on ne peut pas, avec un risque d'erreur de 16 %, écarter cette première hypothèse (ligne 2). Cela montre le faible rôle joué par le différentiel d'intérêt. En

revanche, la présence du taux de change est indiscutable (ligne 3).. Nous vérifions, également, que ces tendances ne peuvent pas être supprimées (lignes 5 et 6) confirmant ainsi la pertinence des ruptures de 1985 et de 1999. Le graphique 4 montre que la tendance de la deuxième période est très faible ; il est effectivement possible de l'éliminer (ligne 4). Le résultat correspond alors au graphique 5. Notons enfin que la tendance décroissante de la dernière période est indiscutable puisque la ligne 7 montre que l'on ne peut pas la considérer comme identique à celle de la période précédente, c'est-à-dire proche de zéro.

On peut identifier les composantes déterministes (*cf.* graphique 4 et 5) comme traduction d'un biais variable dans les anticipations lourdes du marché. La première tendance croissante, démarrant en 1979 et se terminant en 1985, incite à y voir les anticipations des opérateurs des marchés des changes qui considèrent que la politique Volker aux Etats-Unis est très favorable au dollar, et cela jusqu'aux accords du Plaza. Le biais négatif (dollar sous évalué), très élevé en début de période, se réduit progressivement pour arriver à proximité de l'équilibre au moment des accords. La conclusion de ceux-ci recrée un nouveau biais négatif, à peu près stable, en faveur des monnaies européennes (du mark allemand en réalité) de 1985 à 1998. La mise en place de l'UEM crée un deuxième choc qui ramène la relation à son niveau d'équilibre. La troisième période voit se reconstituer un biais négatif favorable à la monnaie européenne.

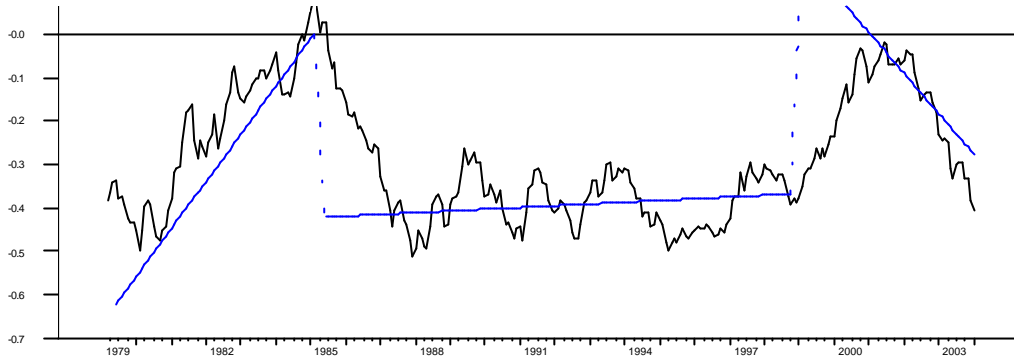
Tableau 6 : détermination des relations de co-intégration pour la période 1979 : 03 à 2004 : 01 et tests de restriction

<i>breaks</i>	β $i^{UE} - i^{US}$	<i>s</i>	trend	α	X^2 p
85 :04 99 :01	3,9017 (1,3921)	1	-0,00909 (0,00142) -0,00033 (0,00016) 0,00777 (0,00015)	-0,0747	
85 :04 99 :01	0	1	-0,0104 (0,00102) 0,000164 (0,00017) 0,00940		1,96 0,16

			(0,00017)		
85 :04 99 :01	1	0	-0,00631 (0,00221) -0,00276 (0,00038) 0,0198 (0,00038)		19,95 <0,01
85 :04 99 :01	3,2369 (1,3171)	1	-0,00921 (0,00136) 0 0,00767 (0,00015)		0,21 0,64
85 :04 99 :01	8,9938 (1,4988)	1	-0,00247 (0,00026) -0,00247 (0,00026) 0,0119 (0,00025)		9,63 <0,01
85 :04 99 :01	3,6422 (1,3057)	1	-0,00871 (0,00133) 0,00018 (0,00011) 0,00018 (0,00011)		9,69 <0,01
85 :04 99 :01	4,0561 (1,2846)	1	-0,00862 (0,00133) 0 0		9,72 <0,01

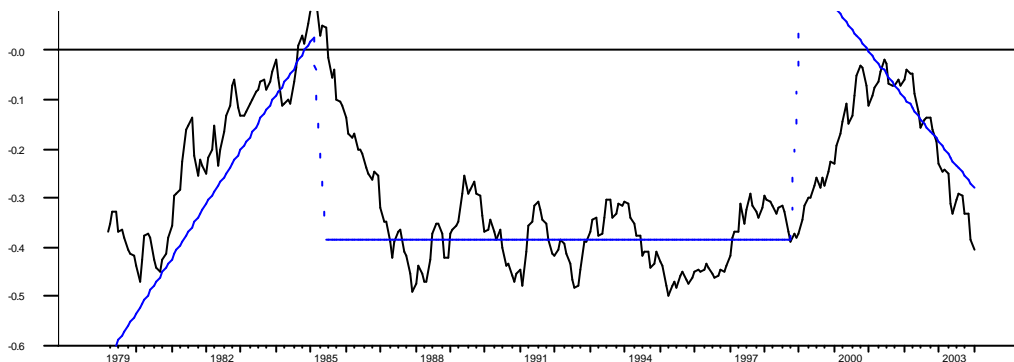
Graphique 4 : les composantes déterministes de la relation de co-intégration

(breaks : 1985 : 04 et 1999 : 01) ; période 1979 : 03 – 2004 : 01



Graphique 5 : les nouvelles composantes déterministes

(breaks : 1985 : 04 et 1999 : 01) ; période 1979 : 03 – 2004 : 01



2.2.3 l'effet du différentiel d'intérêt

L'effet du différentiel d'intérêt est délicat à mettre en évidence et parfois peu significatif, ce que confirment les résultats du tableau 7, où nous présentons les modifications de la relation de co-intégration suite à une troncature de la fin de l'échantillon. L'objectif est de vérifier l'importance du rôle du différentiel d'intérêt, à savoir l'existence de certaines périodes où la PTINC fonctionne et d'autres périodes où elle s'atténue ou disparaît.

En arrêtant l'échantillon à la fin de l'année 2000, ce qui correspond à l'éclatement de la bulle boursière, peu de changement (ligne 1)⁴² : la relation est stable – coefficient β peu différent par

⁴² Il faut cependant accepter un risque plus élevé pour retenir l'existence d'une relation de co-intégration.

rapport à celui de la période totale - et on ne peut pas supprimer l'influence du différentiel d'intérêt (ligne 2). Lorsqu'on supprime l'épisode très spéculatif des années 1999-2000, la valeur et le signe du coefficient β ne changent pas (ligne 3), il est significatif et on peut pas l'annuler (ligne 4). Si l'on continue à réduire la période spéculative en arrêtant l'échantillon à la fin de l'année 92, le coefficient β est toujours positif et significatif (ligne 5), mais on peut l'annuler (lignes 6). Enfin, lorsqu'on ne retient que la période plus ancienne de 1979 à 1985, la relation de co-intégration disparaît (ligne 7) ; le coefficient β resterait cependant positif et significatif ; on ne peut pas l'annuler (ligne 8).

Il apparaît donc clairement que l'influence du différentiel d'intérêt est indéniable et assez stable – coefficient β positif variant entre 3,5 et 4,7 entre 1985 et 2004 -. Elle tend cependant à disparaître lorsqu'on ne prend en compte que les périodes les plus anciennes.

Tableau 7 : les modifications des relations de co-intégration⁴³
durant la période 1979 :03 à 2004 :01

période	breaks	β		trend	p-value ⁴⁴	X ² p
		$i^{UE} - i^{US}$	s			
79 :03 00 :12	85 :04 99:01	4,5175 (1,0370)	1	-0,00821 (0,00105) 0,00013 (0,00012) -0,00831 (0,00020)	0,08	
79 :03 00 :12	85 :04 99 :01	0	1	-0,00974 (0,00086) 0,00039 (0,00015) -0,00408 (0,00025)		3,99 0,04
79 :03 98 :12	85 :04	4,6845 (1,0843)	1	-0,00819 (0,00110) -0,00022 (0,00012)	0,04	
79 :03 98 :12	85 :04	0	1	-0,00988 (0,00091) 0,00024 (0,00016)		4,05 0,04
79 :03 92 :09	85 :04	3,4823 (0,9903)	1	-0,00814 (0,00098) 0,00175 (0,00019)	0,04	
79 :03 92 :09	85 :04	0	1	-0,00890 (0,00055) 0,00384		0,69 0,41

⁴³ Tous les tests ont été effectués avec 3 retards, sauf mention contraire. Les tests sur les retards ou de normalité sont disponibles auprès de l'auteur.

⁴⁴ Risque d'erreur sur l'existence d'une relation de co-intégration selon le test usuel de Johansen.

				(0,00017)		
79 :03		6,2015	1	-0,00637	0,16	
85 :04		(1,7950)		(0,00094)		
79 :03		0	1	-0,00082		3,73
85 :04				(0,00067)		0,05

IV. Conclusions

L'objectif de cette étude était de montrer qu'il est possible de retrouver des bases théoriques fondamentales simples permettant d'expliquer les déterminants à long terme du taux de change réel euro-dollar, entre 1979 et 2004, sous réserve de définir précisément la composante déterministe du modèle. La question est importante, surtout face aux évolutions parfois brutales de la devise européenne. Grâce à un modèle VAR, avec ruptures structurelles dans la composante déterministe, on peut effectivement valider un modèle théorique, où la parité des pouvoirs d'achat et surtout les flux de capitaux dans le cadre de la PTINC jouent un rôle indéniable.

L'essentiel de l'explication revient cependant à la composante déterministe, mettant en évidence un quasi effet de retour à la moyenne, autrement dit une quasi stationnarité⁴⁵, vers une tendance coudée, fonction des anticipations dominantes sur les marchés des change. Les chocs exogènes, correspondant à des changements majeurs (accord du Plaza, mise en place de l'UEM) modifient cette tendance déterministe (changement de niveau ou/et de pente), mais ne changent pas les soubassements théoriques. Les ruptures structurelles ne changent pas le modèle, elles en modifient seulement les conditions de validité. Mais le caractère imprévisible de ces ruptures, de leur rythme de prise en compte par le marché, qui conditionnent en définitive l'évolution générale du processus, lui confère une allure instable et parfois déconcertante.

⁴⁵ Nous désignons ainsi un mécanisme de retour vers une tendance avec changement de niveau.

Annexe 1 : les tests de racine unitaire

I. Les tests de racine unitaire du taux de change réel

Rappelons que le test porte sur le taux de change réel s dont la stationnarité implique la validité à long terme de la théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA).

1. Les tests de racine unitaire sans break

Le premier test utilisé est un test ADF standard selon les trois spécifications habituelles permettant de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire (la série est intégrée d'ordre 1).

Si le taux de change réel est stationnaire, $I(0)$, cela signifie qu'il existe une relation de co-intégration entre le taux nominal et le différentiel de prix vérifiant l'hypothèse de PPA et le principe de retour à la moyenne s'impose, soit vers une tendance linéaire, soit vers une constante non nulle, soit vers zéro, selon la spécification retenue. Seule cette dernière alternative correspond à un strict respect de la PPA.

Nous utilisons le test ADF standard sur la période 1979 – 2004. Les résultats⁴⁶, non détaillés ici⁴⁷, sont sans ambiguïté. Avec un quantile à 1 ou à 5 %, la série est $I(1)$ sans constante ni trend, quelle que soit la période retenue.

2. Les test de racine unitaire avec break

Ici, la méthodologie renvoie principalement aux travaux de Perron⁴⁸ (1989, 1997). La stationnarité du taux de change réel est désormais testée par rapport à une tendance déterministe coudée γ_t , telle que, sous une forme générale :

$$s_t = \gamma_t + \varepsilon_t$$

ε_t est un bruit blanc $(0, \sigma^2)$. γ_t est défini comme dans le texte.

Le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire, dans cette nouvelle configuration, permettrait de reconsidérer le mécanisme de retour à la moyenne de manière différente.

Nous avons procédé à deux types de test, intégrant la présence de *breaks* structurels. Le premier en supposant la date de rupture exogène, conformément à Perron (1989), et le deuxième en considérant cette date comme endogène⁴⁹, Perron (1997). Seul le premier est présenté en détail, le deuxième conduisant à des résultats similaires.

2.1. Break exogène

⁴⁶ Le nombre de retard a été établi à l'aide des tests usuels (AIC + SIC + HQ) et s'élève à 3.

⁴⁷ Résultats disponibles auprès de l'auteur.

⁴⁸ On trouvera une bonne présentation en français de cette méthode, ainsi qu'une bibliographie complémentaire, dans l'ouvrage de Lardic et Mignon (2002).

⁴⁹ Une rupture exogène est un événement extérieur, un « choc majeur » (Perron) qui s'impose à l'économètre. Une rupture endogène est une variable aléatoire dont la valeur est déterminée par un algorithme. Le test de racine unitaire qui était conditionnel à la date de rupture devient non conditionnel.

Si la date de rupture est exogène, Perron (1989) suggère trois modèles : le « *crash model* » avec un changement dans la constante, mais pas dans la pente de la tendance linéaire (A), le « *changing growth model* » sans changement dans la constante mais avec modification de pente (B), et la combinaison des deux (C). Les résultats des tests⁵⁰ correspondant aux trois modèles possibles, A, B, C, rappelés ci-dessous, avec $\mathbf{y}_t = \mathbf{s}_t$, sont les suivants (tableau A1) :

$$\text{Modèle A : } y_t = \mathbf{m} + \mathbf{q}DMU_t + \mathbf{b}t + \mathbf{d}D(TB)_t + \mathbf{a}y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \dots + bdp.y_{(T-p)} + \mathbf{e}_t$$

$$\text{Modèle B : } y_t = \mathbf{m} + \mathbf{q}DMU_t + \mathbf{b}t + \mathbf{g}DTS_t + \mathbf{a}y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \dots + bdp.y_{(T-p)} + \mathbf{e}_t$$

$$\text{Modèle C : } y_t = \mathbf{m} + \mathbf{q}DMU_t + \mathbf{b}t + \mathbf{g}DT_t + \mathbf{d}D(TB)_t + \mathbf{a}y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \dots + bpdy_{(T-p)} + \mathbf{e}_t$$

où :

$D(TB)$: (TB = date du break structurel) = 1 si $t = TB+1$ et 0 ailleurs

t : trend linéaire

$DMU = 1$ si $t > TB$ et 0 ailleurs

$DT = t$ si $t > TB$ et 0 ailleurs

$DTS = t - TB$ si $t > TB$ et 0 ailleurs

Les termes $b1.dy_{t-1} + \dots + bpdy_{(T-p)}$ permettent de tenir compte de l'autocorrélation des résidus. \mathbf{e}_t est un bruit blanc $(0, \sigma^2)$. Ces modèles permettent de tester l'hypothèse nulle (racine unitaire) et l'hypothèse alternative.

⁵⁰ Le test a été écrit en langage RATS par D.M. Vasquez (Université de Bogota) ; source : Estima

Tableau A1 : taux de change réel : tests ADF avec break structurel exogène

modèle	période	Tb	lag	μ	θ	β	δ ou/et γ	t_α	valeur critique
A	1979 – 2004	1985 : 09	0	-0,012 (-1,52)	-0,024 (-3,98)	0,0001 (2,14)	0,027 (0,98)	-3,174	-3,77
A	1979 – 1992	1985 : 09	0	-0,042 (-1,66)	-0,034 (-3,68)	0,0002 (1,79)	0,032 (1,14)	-2,526	-3,76
A	1992 – 2004	1999 : 01	0	0,072 (1,56)	0,014 (1,46)	-0,0002 (-1,72)	0,025 (0,99)	-0,702	-3,76
B	1979 – 2004	1985 : 09	0	-0,103 (-2,23)	-0,037 (-4,05)	0,0004 (2,32)	-0,0004 (-2,03)	-3,664	-3,80
B	1979 – 1992	1985 : 09	0	-0,220 (-3,04)	-0,049 (-4,47)	0,0008 (3,09)	-0,001 (-2,68)	-3,474	-3,96
B	1992 – 2004	1999 : 01	0	-0,039 (-0,72)	0,0273 (2,88)	0,0001 (0,46)	-0,0008 (-3,61)	-1,762	-3,95
C	1979 – 2004	1985 : 09	0	-0,110 (-1,06)	0,072 (0,08)	0,0004 (1,41)	-0,0004 0,032 (-0,74)	-3,839	-3,99
C	1979 – 1992	1985 : 09	0	-0,245 (-3,32)	0,308 (2,62)	0,0009 (3,38)	-0,001 (-2,92) 0,046 (1,63)	-3,78	-4,24
C	1992 – 2004	1999 : 01	0	-0,038 (-0,70)	0,389 (3,56)	0,0001 (0,452)	-0,0008 (-3,45) 0,005 (0,19)	-1,674	-4,24

Note technique : la règle de décision est : si la valeur de t_α est inférieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée ; si la valeur de t_α est supérieure, l'hypothèse nulle est acceptée. Le nombre optimal de retards est calculé, selon la suggestion de Perron (1989), de telle sorte que test de Ljung-Box rejette la corrélation résiduelle avec un risque de 5%.

Les résultats sont convergents et mettent en évidence une série I(1), souvent proche cependant de la stationnarité par rapport à une tendance coudée ou un changement de niveau comme le montre la proximité des tests vis à vis des valeurs critiques. Ces résultats sont valable sur l'ensemble de la

période (1979 – 2004) avec un break, et sur les deux sous-périodes (1979 – 1992 et 1992 – 2004) avec chacune un break. On peut donc considérer que la présence de un ou deux breaks ne rend pas la série stationnaire.

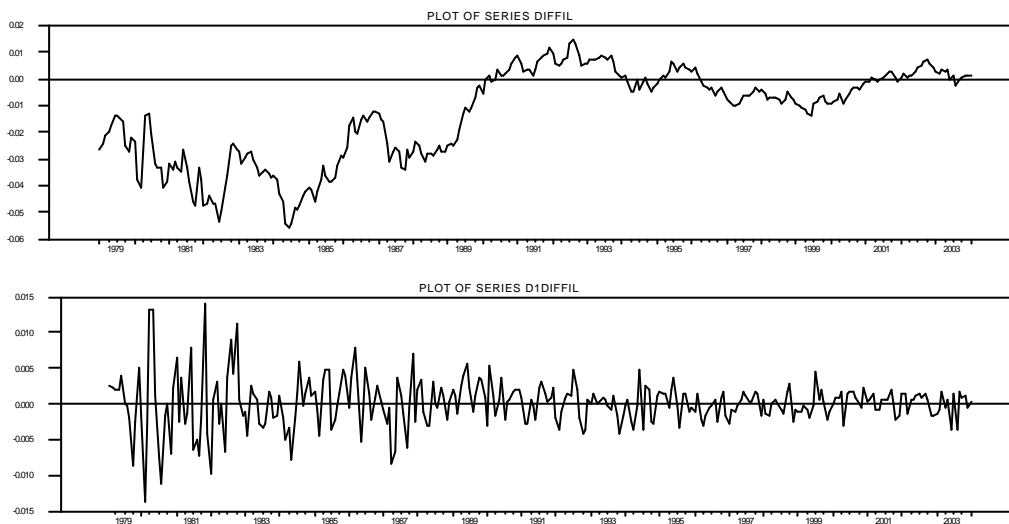
2.2. Break endogène⁵¹

L'hypothèse de racine unitaire est acceptée dans tous les cas, confirmant à nouveau l'absence de retour à la moyenne, même vers une tendance coudée

II. Le différentiel de taux d'intérêt nominal à long terme

La série présentant apparemment une rupture de niveau au cours de l'année 1989 (graphique A1), sans que l'on puisse préciser plus nettement, seuls les tests avec rupture de niveau endogène⁵² (tableau A2) ont été effectués.

Graphique A1 : le différentiel de taux d'intérêt nominal à long terme



⁵¹ Résultats non détaillés, disponibles auprès de l'auteur.

⁵² Le test a été écrit en langage RATS par G. Colletaz et F. Serranito (Laboratoire d'économie d'Orléans); source : Estima.

Tableau A2 : différentiel de taux d'intérêt nominal à long terme :
tests ADF avec break structurel endogène

modèle ⁵³	période	Tb	lag	μ	θ	β	δ ou/et γ	t_α	valeur critique
A	1979 – 2004	1989 : 02	6	-0,003 (-3,65)	0,003 (3,37)	-0,000 (-0,19)	-0,004 (-1,15)	-4,11	-4,80
C	1979 – 2004	1989 : 02	6	-0,005 (-4,43)	0,011 (3,32)	0,000 (2,14)	-0,000 (-2,48) -0,004 (-1,37)	-4,49	-5,08

Note technique : la règle de décision est : si la valeur de t_α est inférieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée ; si la valeur de t_α est supérieure, l'hypothèse nulle est acceptée. La date de rupture a été obtenue en minimisant la valeur du test t_α . Le nombre de retards est déterminé par un test t de student sur les coefficients des variables retardées jusqu'à ce que la dernière valeur devienne non significative, conformément à Perron (1997, p.360).

Les résultats montrent que la série demeure I(1), même si l'on approche des valeurs critiques.

Annexe 2 : les tests de spécification

1. Le nombre maximum de retard

Trois critères informationnels sont utilisés : Akaike (AIC), Schwarz (BIC), Hannan-Quinn (HQ). La valeur la plus faible détermine le nombre maximum de retard. Les résultats sont disponibles auprès de l'auteur.

⁵³ Les modèles correspondent aux modèles A, B, C précédents modifiés (Perron, 1997).

2. Les tests de normalité

Nous utilisons les tests de normalité de Jarque-Bera. L'hypothèse de normalité est acceptée lorsque la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse (p-value) dépasse 5 %. Seule la probabilité est indiquée dans les tableaux et seuls les principaux résultats sont présentés.

Tableau A3 : période 1979 :03 à 2004 :01

(break : 1985 :04)

équation	skewness	kurtosis	sk + kur
1	0,142	0,159	0,126
2	0,498	0,000	0,000
système	0,318	0,000	0,000

Tableau A4 : période 1979 :03 à 2004 :01

(breaks : 1985 :04 et 1999 :01)

équation	skewness	kurtosis	sk + kur
1	0,255	0,388	0,360
2	0,542	0,000	0,000
système	0,495	0,000	0,000

Références

- Abuaf N., Jorion P. [1990], “Purchasing power parity in the long run”, *Journal of Finance*, vol. 45, n° 1, march, pp. 157-174.
- Alexius A. [2001], “Uncovered interest parity revisited”, *Review of International Economics*, 9(3), pp. 505-517.
- Amisano G., Giannini C. [1997], *Topics in Structural VAR Econometrics*, second edition, Springer Verlag, New York.
- Artus P. [1997], *Economie des taux de change*, coll. Economie poche, Economica, Paris.
- Artus P. [2000a], « L’euro est-il trop faible ? », *CDC Marchés*, Flash n° 2000/31, 11 février.
- Artus P. [2000b], « L’euro, seconde monnaie de réserve internationale et le dollar, seule monnaie de transaction », *Document de travail de la CDC*, n° 2000-39/EI, mai.
- Bai J., Perron P. [1998], « Estimating and testing linear models with multiple structural changes », *Econometrica*, vol. 66, 1, January, p. 47-78.
- Bai J., Perron P. [1999], « Computation and analysis of multiple structural change models », manuscript, Boston University.
- Bai J., Perron P. [2001], « Multiple structural change models : a simulation analysis », manuscript, Boston University.
- Benassy-Quere A. [2000], Les surprises de l’euro“, *La lettre du CEPII*, n° 193, septembre.
- Borowski D., Couharde C. [2002], “The depreciation of the euro : an explanation in terms of capital flows”, International conference : Towards a regional currency area, Santiago de Chile, 26-27 mars 2002.
- Brooks R., Edison H., Kumar M., Slok T. [2001], “Exchange rates and capital flows”, *IMF Working Paper*, WP/01/190, IMF
- Chaudhuri K., Wu Y. [2003], „Random walk versus breaking trend in stock prices : evidence from emerging market“, *Journal of Banking and Finance*, 27, pp. 575-592.
- Chinn M.D. et Alquist R. [2000], « Tracking the Euro’s progress », *International Finance*, 3 :3, p. 357-373.
- Chortareas G.E., Kapetianos G., Yongcheol S. [2002], “Nonlinear mean reversion in real exchange rates”, *Economics Letters*, 77, p. 411-417.
- Cheung Y., Chinn M.D., Pascual A.G. [2002], “Empirical exchange rate models of the nineties : are any fit to survive ?”, *Working paper 9393*, NBER, dec., 27 + 18 p.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. [1998], “Monetary policy rules in practice. Some international evidence”, *European Economic Review*, vol. 42, n° 6, p. 1033-1067.

- Clark P., Mac Donald R. [1999], "Exchange rates and economic fundamentals : a methodological comparison of BEERS and FEERS" in J. Stein and R. Mac Donald (eds) *Equilibrium exchange rates*, Kluwer, Boston, pp. 285-322.
- CNCT [1999], *Rapport annuel 1999*, Conseil national du crédit et du titre.
- Derambure A. [2002], "Quelle mouche a piqué l'euro ?", *Eclairages*, revue du Crédit Agricole, septembre, p. 4-5.
- De Grauwe P. [2000], "Exchange rates in search of fundamentals : the case of the euro-dollar rate", *International Finance*, 3:3, p. 329-356.
- Dufrenot G., Lardic S., Mathieu L., Mignon V., Peguin-Feissolle A. [2003], « Expliquer les déviations des taux de change européens : mémoire longue ou ajustement non linéaire », document de travail, 24 avril 2003.
- Duval R. [2001], « Estimation du taux de change réel d'équilibre de long terme euro/dollar par une approche dynamique », *Revue Economique*.
- Engle R.F., Granger C.W. [1987], "Co-integration and error correction : representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, p. 251-276.
- Engle C., Hamilton J.D. [1990], "Long swings in the dollar ; are they in the data and do markets know it ?", *American Economic Review*, vol. 80, n° 4, sept., pp. 689-713.
- Frankel J.A. [1979], "On the Mark : a theory of floating exchange rate based on real interest differentials", *American Economic Review*, vol. 69, sept., p. 610-622.
- Funabashi Y. [1998], *Managing the dollar. From the Plaza to the Louvre*, The Institute of International Economics, 293 p.
- Gabriel V.J., Psaradakis Z., Sola M. [2002], « A simple method of testing for cointegration subject to multiple regime changes », *Economics Letters*, 76, p. 213-221.
- Garcia S., Verdelhan A. [2001], "Le policy-mix de la zone euro : une évaluation de l'impact des chocs monétaires et budgétaires", *Economie et Prévision*, n° 148(2), p. 23-40.
- Gregory A.W., Hansen B.E. [1996], "Residual-based test for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70, p. 99-126.
- Hansen P.R. [1999], "Structural breaks in the cointegrated vector autoregressive model", *working paper*, University of California, San Diego, nov.
- Hansen H., Johansen S. [1999], "Some tests for parameter constancy in the cointegrated VAR", *Econometrics Journal*, 2, p. 25-52.
- Hansen H., Juselius K. [1995], *Cats in Rats. Cointegration analysis of time series*, Estima.
- Hau H., Rey H. [2003], "Exchange rates, equity prices and capital flows", colloque AEA, Marseille, 6-7 mars.

- Holden D., Perman R. [1994], "Unit roots and cointegration for the economist", in Rao (1994), chap. 3, p. 47-112.
- Inoue A. [1999], "Tests of cointegrating rank with a trend-break", *Journal of Econometrics*, 90, p. 215-237.
- Johansen S. [1988], «Statistical analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254.
- Johansen S. [1991], "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, p. 1551-1580.
- Johansen S. [1995], *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, Oxford, Oxford University Press.
- Johansen S., Mosconi R., Nielsen [2001], "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", *Econometrics Journal*, vol. 3, p. 216-249.
- Johansen S., Juselius K. [1990], "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210.
- Johansen S., Juselius K. [1992], "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, p. 211-244.
- Johansen S., Juselius K. [1994], "Identification of the long run and the short run structure : an application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*, 63, p. 7-36.
- Johansen S., Mosconi R., Nielsen B. [2000], "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", *Econometrics Journal*, vol. 3, p. 216-249.
- Jondeau E. [1994], "Les déterminants économiques de l'évolution du dollar", Document financier n° 1994-01/F, CDC.
- Khaber R., Parisot C., Mourier J.L. [2000], "Pourquoi l'euro est-il faible par rapport au dollar ?", *Problèmes économiques*, 28 juin, p. 15-18.
- Koen V., Boone L., de Serres A., Fuchs N. [2001], «Tracking the euro », *Oecd working papers*, ECO/WKP(2001)24.
- Kuo B. [1998], "Test for partial parameters stability in regressions with I(1) processes", *Journal of Econometrics*, 86, p. 337-368.
- Laopodis N.T., Sawhney B.L. [2002], "Dynamic interactions between Main Street and Wall Street", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42, p. 803-815.
- Lardic S., Mignon V. [2002], *Econométrie des series temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.

- Mac Donald R. [1995], “Long-run exchange rate modelling : a survey of the recent evidence”, *IMF Staff Papers*, vol. 42, n° 3, September, p. 437-489.
- Mac Donald R., Moore M.J. [1996], “Long run purchasing power parity and structural change”, *Economie Appliquée*, tome XLIX, n°3, p. 11-48.
- Mac Donald R., Nagayasu J. [2000], “The long run relationship between real exchange rates and real interest rate differentials”, *IMF staff papers*, 47 (1).
- Mac Donald R., Stein J.L. (eds) [1999], *Equilibrium exchange rate*, Kluwer, London.
- Maeso-Fernandez F., Osbat C., Schnatz B. [2001], “Determinants of the euro real effective exchange rate : a BEER/PEER approach“, ECB, *Working paper series*, nov.
- Meese R.A. [1990], “Currency fluctuation in the postBretton Woods era”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, n° 1, p. 117-134.
- Meese R.A., Rogoff K. [1983], “Empirical exchange rate models in the seventies : do they fit out of sample ?”, *Journal of International Economics*, vol. 14, n° 1-2, p. 3-24.
- Meese R.A., Rogoff K. [1988], “What is real ? The exchange rate – interest differential relation over the modern floating rate period”, *Journal of Finance*, 42 (4), p. 933-947.
- Meredith G. [2001], “Why has the euro been so weak ?”, *IMF Working Paper*, WP/01/155, IMF.
- Meredith G., Chinn M. [1998], “Long horizon uncovered interest rate parity”, *NBER Working paper*, n° 6797, nov.
- Morley B. [2002], “Exchange rate and the stock prices : implications for european convergence”, *Journal of Policy Modeling*, 24, p. 523-526.
- Mosconi R. [1998], *Malcolm : The theory and practice of cointegration analysis in RATS, GRETA*, Venise..
- Perron P.[1989], “The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis”, *Econometrica*, 57, p. 1361-1401.
- Perron P. [1997], “Further evidence on breaking trend functions in macroeconomics variables”, *Journal of Econometrics*, 80, p. 355-385.
- Perron P., Vogelsang T.J. [1992], « Nonstationnarity and level shifts with an application to purchasing power parity », *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 10, n° 3, july, pp. 301-320.
- Phylaktis K., Ravazzolo F. [2003], « Stock prices and exchange rate dynamics », colloque AEA, marseille, 6-7 mars.
- Plihon D. [1999], *Les taux de change*, coll. Repères, La découverte.
- Seo B. [1998], “Test for structural change in cointegrated systems”, *Econometric Theory*, 14, p. 222-259.

Sinn H.W., Westermann F. [2001], "Why has the euro been falling ? An investigation into the determinants of the exchange rate", *NBER Working Paper*, 8352, July.

Stein J.L. [2001], "The equilibrium value of the euro/\$US exchange rate : an evaluation of research", *CESifo Working Paper*, 525.

Tempereau Y., Teïletche J. [2002], "La valeur externe de l'euro : un bilan après trois années d'expérience", documents de travail, CDC, n° 2002-56/EI.

Teïletche J. [2000], « La parité euro/dollar durant les décennies 80 et 90 : peut-on trouver une spécification raisonnable et à quel horizon ? », Direction de la prévision, miméo.

Teïletche J. [2001], « Le taux de change euro/dollar : une perspective de long terme », Document de travail de la CDC, n° 2001-20/FI, décembre.

Williamson J. (ed) [1994], *Estimating equilibrium exchange rates*, Institute for International Economics, Washington.

Wu Y. [1997], « The trend behavior of real exchange rates : evidence from OECD countries », *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 133, n° 2, pp. 282-296.

Zivot E., Andrews D. [1992], "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit root hypothesis", *Journal of business and economics statistics*, 10, p. 251-270.