

## Une approche déterministe du taux de change euro-dollar

*Première version (juillet 2008), version révisée (Juillet 2009)*

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@gate.cnrs.fr](mailto:goux@gate.cnrs.fr)*

**Abstract :** A deterministic approach of the euro dollar exchange rate

The taking into account of a period of break (transitory break) makes it possible to correctly analyze the time series of the euro-dollar exchange rate. By retaining the posterior period with the Louvre agreements, but by eliminating the first years from existence of the euro, and until today, one can affirm that this rate is stationary and after trend stationary and thus that there is a mechanism of return towards a level (a trend) of equilibrium. This point is shown using a new procedure of test based on the elimination of transitory breaks. More generally, is confirmed the assumption that one can explain the evolution of the exchange rate without calling upon fundamentals thanks to the existence of deterministic trends with breaks.

**Résumé :**

La prise en compte d'une période de rupture (rupture transitoire) permet d'analyser correctement la série statistique du taux de change euro-dollar. En retenant la période postérieure aux accords du Louvre, mais en éliminant les premières années d'existence de l'euro, et jusqu'à aujourd'hui, on peut affirmer que ce taux est stationnaire en niveau et ensuite en tendance et donc qu'il existe un mécanisme de rappel vers un niveau (une tendance) d'équilibre. Ce point est démontré à l'aide d'une nouvelle procédure de test fondée sur l'élimination des ruptures transitoires. Plus généralement, se trouve confirmée l'hypothèse que l'on peut expliquer l'évolution du taux de change sans faire appel à des fondamentaux grâce à l'existence de tendances déterministes avec ruptures.

**JEL :** C 32, F 31, F32

**Key words :** euro-dollar exchange rate, stationarity, breaks

**Mots-clefs :** taux de change euro-dollar, stationnarité, ruptures

## I. Introduction

La nature stationnaire ou non, stochastique ou déterministe, de la série du taux de change entre l'euro et le dollar a des conséquences sur ses propriétés de long terme et en matière de prévisions. Si la série est stationnaire, cela signifie que le taux de change euro-dollar est de nature à absorber les chocs économiques et qu'il existe une tendance de long terme que l'on peut interpréter comme un niveau d'équilibre, vers laquelle ce taux revient en permanence. Si la non-stationnarité est de nature déterministe, c'est son trend qui servira de base de prévision. Dans le cas d'une série non stationnaire et sans tendance déterministe, autrement dit si la série comporte une tendance stochastique ou racine unitaire  $I(1)$ , ce comportement n'existe pas, il n'y a pas de retour à l'équilibre. Des investigations plus poussées seront nécessaires permettant de mettre en évidence une ou plusieurs relations de co-intégration avec des fondamentaux par exemple, qui n'ont, évidemment, aucune réalité dans la situation de stationnarité<sup>1</sup>. Il faudra différencier la série pour obtenir un processus stationnaire (variation du taux de change).

Notre objectif n'est pas de vérifier un modèle théorique particulier, il est :

- de montrer l'importance des composantes déterministes et en particulier des ruptures (Perron, 2007) ;
- et ainsi de démontrer, sous certaines hypothèses et restrictions, que le taux de change bilatéral nominal euro contre dollar est stationnaire avec ou sans tendance temporelle sur longue période et d'en tirer toutes les conséquences.

Afin de le démontrer, nous avons tout d'abord utilisé les techniques traditionnelles afin de repérer l'existence d'une racine unitaire dans la série du taux de change. Comme pour l'ensemble de la littérature le résultat est positif et infirme l'existence d'un processus stationnaire. Nous avons alors utilisé des tests plus performants permettant de prendre en compte l'existence de changements structurels, mais sans plus de succès. Nous avons alors choisi une méthode plus générale, intégrant deux *breaks* structurels dans la composante déterministe. Cela nous permet de trouver de meilleurs résultats, mais qui restent néanmoins en faveur d'une racine unitaire. Seule la prise en compte de deux ruptures consécutives et de sens inverse (rupture transitoire<sup>2</sup>) va nous permettre de prouver la stationnarité et l'existence d'une tendance déterministe. Nous ne sommes alors pas très éloignés de l'approche des *reallocation outliers* proposée par Wu, Hosking et Ravishanker (1993)<sup>3</sup>.

Les fondements théoriques de notre démarche seront présentés dans la section suivante (II), puis les données et les dates de rupture (III). Nous développerons ensuite le concept de rupture transitoire et montrerons cette fois-ci que les tests permettent de conclure en faveur de la stationnarité et d'une tendance déterministe (IV). Il nous restera à conclure (V).

---

<sup>1</sup> Ce qui explique sans doute la recherche souvent infructueuse de ces fondamentaux : De Grauwe (2000), Chin et Alquist (2000), Duval (2001), Koen et al. (2001), Sinn (2001), Meredith (2001), Stein (2001), Tempereau et Teiletche (2002), Goux (2005).

<sup>2</sup> Elle ne mérite plus le nom de rupture structurelle, au sens donné à ce terme chez Perron, puisque cette rupture s'avère finalement transitoire. On peut donc parler de rupture transitoire avec une interprétation proche de celle de l'analyse d'intervention.

<sup>3</sup> Notre conception est à la fois proche et cependant différente de celle de Wu *et al* (1993). Comme eux nous considérons des outliers en bloc et non de manière isolée, mais notre objectif est différent – stationnarité pour nous, propriété des paramètres chez eux – notre méthode de détection est également différente – de type Perron pour nous, modèle d'intervention ARIMA chez eux – et surtout nous ne nous focalisons pas sur des phénomènes de compensation (*reallocation*).

## II. Les fondements théoriques

De même que Perron (1994), nous ne soutenons pas l'idée simpliste que tout s'expliquerait par un trend déterministe. Ce que nous avons à l'esprit est un modèle plus général que ceux habituellement utilisés, où les caractéristiques du trend (constante et pente) sont également des variables aléatoires modélisables sous forme de processus intégrés, mais avec des chocs plus rares, mais aussi plus importants que ceux qui interviennent dans les séquences d'innovation. Seuls ces chocs majeurs<sup>4</sup> ont un effet permanent et dessinent la tendance. Considérer celle-ci comme déterministe n'est donc qu'une approximation utile (*a device*) pour une période donnée. Nous ne pouvons pas mieux exprimer cette idée que ne l'a fait Perron lui-même en écrivant (1994, p.114) : « *The intuitive idea behind this type of modeling is that the coefficients of the trend function are determined by long-term economic fundamentals (e. g. the structure of the economic organisation, population growth, etc.) and that these fundamentals are rarely changed.* ». Cependant, à la différence de Perron, nous considérons que certaines ruptures, éventuellement majeures, sont de nature transitoire, à la manière des *transitory outliers*. Donc, pour nous, certains chocs majeurs seront à l'origine d'une rupture permanente, qualifiée de structurelle, alors que d'autre ne se traduiront que par une rupture transitoire, non structurelle de ce fait.

Cette interprétation apparemment très empirique trouve ses fondements théoriques à la fois dans la conception de Perron qui s'oppose à celle de Nelson et Plosser (1982) et plus généralement à la théorie des cycles réels et au rôle qu'elle attribue aux chocs mineurs, mais aussi dans la finance comportementale (*Behavioral finance*) appliquée au taux de change par De Grauwe et Grimaldi (2002, 2006). Nous proposons finalement un nouveau concept d'équilibre du taux de change<sup>5</sup> que l'on peut considérer comme une version extrême du BEER (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate*).

On peut formaliser très simplement notre approche à partir d'un modèle très général<sup>6</sup> où le taux de change  $q_t$  est une fonction d'un vecteur de fondamentaux  $Z_t$ , d'un vecteur de facteurs transitoires  $T_t$  et d'éléments aléatoires  $\varepsilon_t$ , conformément à l'équation ci-dessous :

$$q_t = \beta' Z_t + \theta' T_t + \varepsilon_t$$

Où  $\beta$ ,  $\theta$  sont des vecteurs de coefficients.

En retenant l'hypothèse de stabilité et d'inertie des fondamentaux, qui justifie l'existence de tendances déterministes et de ruptures structurelles à l'origine d'effets permanents, mais aussi celle d'un marché où les chartistes dominent les fundamentalistes<sup>7</sup>, on peut considérer que, en s'inspirant de la formulation générale de Perron (cf annexe 1) :

$$\beta' Z_t \equiv \mu_1 + \mu_2 DMU_t + \beta trend_t + \delta D(TB)_t + \alpha q_{t-1}$$

avec  $\alpha < 1$ , donc en l'absence de racine unitaire.

Les facteurs transitoires  $T_t$ , qui comprennent les ruptures transitoires, sont stationnaires par définition.

<sup>4</sup> La crise de 1929, le choc pétrolier sont des chocs majeurs.

<sup>5</sup> Dans l'esprit de la finance comportementale appliquée au taux de change (De Grauwe et Grimaldi, 2006).

<sup>6</sup> D'après A. Bénassy-Quéré *et al.* (2008)

<sup>7</sup> On comprend alors que le rôle des fondamentaux y soit mineur. De Grauwe et Grimaldi (2002) développent une telle idée dans un modèle où les chartistes appliquent une règle de feedback positif (*positive feedback rule*) et prolongent les tendances passées sans prendre en compte les fondamentaux.

Dans ces conditions la série du taux de change nominal  $q_t$  est alors stationnaire, en niveau ou en tendance, avec ou sans ruptures structurelles et/ou transitoire.

Dans le cas du taux de change euro-dollar, on peut considérer que, outre cette stabilité des fondamentaux et la présence des chartistes, la stationnarité est également le résultat d'un ensemble de forces de rappel et d'éléments stabilisateurs conduisant à l'équilibre ? Parmi ces facteurs explicatifs, on peut mentionner :

- les accords du Louvre qui organisent une sortie maîtrisée de Bretton Woods I, et qui ouvrent sur un nouvel équilibre avec une place (qui reste à définir) pour l'Europe dans un Bretton Woods II<sup>8</sup> ;
- Les interventions répétées des banques centrales ou/et des autorités gouvernementales depuis les accords du Louvre : août 1995 (intervention des pays du G7 pour faire remonter le dollar) ; juin 1999 (intervention de la BCE pour faire remonter l'euro face au Yen) ; septembre-novembre 2000 (intervention de la BCE, de la Fed et de la BoJ pour faire remonter l'euro face au dollar) ; février 2004 (accords de Boca Raton pour enrayer la chute du dollar et la volatilité excessive des taux de change) ; mais plus rien depuis, en dehors de déclarations de principe ;
- Le rôle encore largement dominant du dollar en tant que devise de réserve ; les tentatives de diversification en faveur de l'euro demeurant marginales, d'autant plus que les pays actuellement fortement détenteurs de dollars (bons du Trésor US) n'ont évidemment pas intérêt à en provoquer la dépréciation ;
- L'existence de bandes larges informelles et lâches (Fisher, 2001).

### **III. Dates et données**

Nous allons d'abord utiliser l'échantillon le plus long possible, c'est-à-dire depuis 1979 jusqu'à mai 2009. Nous verrons ensuite si la suppression du début de cet échantillon<sup>9</sup>, avant les accords du Louvre de 1987, permet de modifier les résultats. Enfin, nous mettrons en évidence la possibilité d'une période de rupture (rupture transitoire) correspondant à la période de « rodage » de l'euro.

#### **1. Une série non stationnaire depuis 1979**

Afin d'établir une série longue, le principe de la méthode 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'ECU<sup>10</sup> (solution adoptée par l'OCDE) ; une pondération variable établie à partir des échanges de produits manufacturés<sup>11</sup> (solution adoptée par la BCE à partir de la source BRI). Les deux dernières solutions conduisant à des résultats très proches, elles seront considérées comme équivalentes. La première solution, trop simpliste, sera écartée d'office. Nous retiendrons donc les chiffres de l'OCDE de mars 1979 (naissance de l'ECU) à décembre 1998 en données mensuelles. A partir de janvier 1999, les chiffres officiels seront pris en compte, jusqu'à mai 2009. Le graphique 1 représente la cotation au certain (valeur de l'euro en \$ US), utilisée pour tous les calculs dans cet article<sup>12</sup>.

<sup>8</sup> Cf Dooley *et al* (2003, 2004, 2005a)

<sup>9</sup> Nous considérons la période qui précède les accords du Louvre comme une période de rodage du SME et de mise en place de nouveaux équilibres entre les grandes zones monétaires (dollar, mark, yen), *cf.* Fisher 2001.

<sup>10</sup> Dans ce cas, avant 1999, euro = ECU.

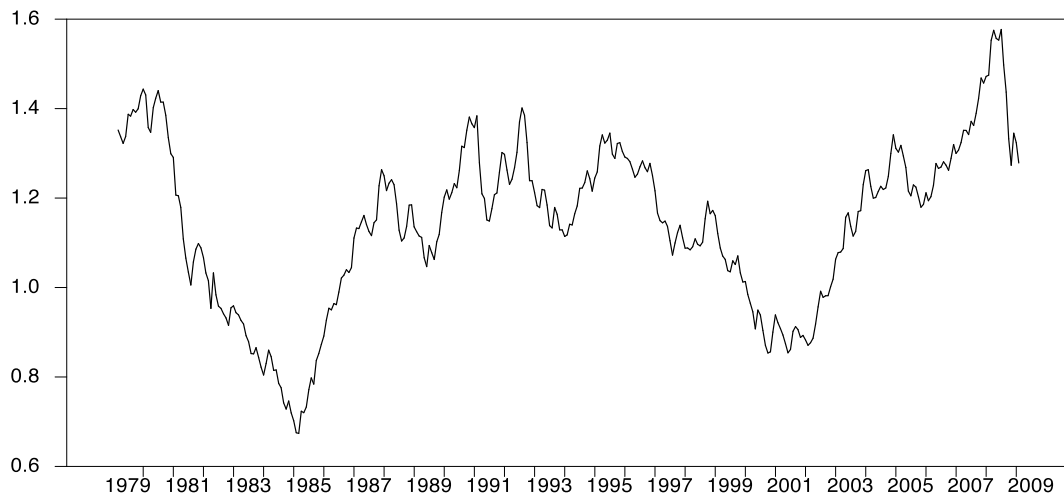
<sup>11</sup> De type taux de change effectif.

<sup>12</sup> Conformément à l'usage actuel en Europe.

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).

Le point de départ pose apparemment peu de problèmes. La date de mars 1979 (début du SME) s'impose naturellement<sup>13</sup>. 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 zone<sup>14</sup>.

Graphique 1 : le taux de change nominal euro – dollar (1979 – 2009)



### A. Les tests de racine unitaire sans break

Le premier test utilisé est un test ADF standard selon les trois spécifications habituelles. Si le taux de change nominal est stationnaire,  $I(0)$ , cela signifie que le principe de retour à la moyenne s'impose, soit vers une tendance linéaire dans le cas 1, soit vers une constante dans le cas 2, soit vers une constante nulle dans le cas 3.

Nous utilisons une procédure séquentielle descendante avec hypothèses jointes, ce qui permet d'augmenter la puissance du test. Le tableau 1 (annexe 3) rend compte des résultats et montre que l'on ne peut jamais rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité. Le taux de change euro-dollar est donc  $I(1)$  sur cette période.

On peut cependant soupçonner l'existence de ruptures structurelles (*structural breaks*).

### B. Les tests de racine unitaire avec breaks

Ici, la méthodologie renvoie principalement aux travaux de Perron<sup>15</sup> (1989, 1997). La stationnarité du taux de change nominal est désormais testée par rapport à une tendance

<sup>13</sup> Bien que certaines études débutent avant : par exemple 1975 pour Maeso-Fernandez (2001) et 1974 pour Gadea *et al.* (2004), ce qui peut se justifier par la généralisation du flottement des monnaies.

<sup>14</sup> D'après Garcia et Verdelhan (2001)

<sup>15</sup> On trouvera une bonne présentation en français de cette méthode, ainsi qu'une bibliographie complémentaire, dans l'ouvrage de Lardic et Mignon (2002). La meilleure référence reste le chapitre de synthèse écrit par Perron (2007).

déterministe coudée. Le rejet de l'hypothèse de racine unitaire, dans cette nouvelle configuration, permettrait de reconsidérer le processus stationnaire de manière différente.

Nous procédons à un seul type de test, intégrant la présence de *breaks* structurels, en considérant la date de rupture comme endogène, Perron (1997). Si la date de rupture est endogène, les tests<sup>16</sup> correspondent aux modèles : IO1 ou IO2 ou AO (voir annexe 1 et Perron, 1997). Les résultats sont donnés dans le tableau 2 (annexe 3).

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. Notons cependant que les tests que nous venons d'utiliser n'autorisent qu'un seul *break* ; la question reste donc ouverte de savoir si la prise en compte d'une rupture supplémentaire serait de nature à infirmer ce résultat. Nous allons pour cela utiliser une nouvelle procédure de test proposée par Lumsdaine et Papell (1997), puis Papell et Prodan (2001, 2003, 2006)<sup>17</sup>.

La prise en compte d'un deuxième break ne permet pas non plus de détecter un processus stationnaire comme le montrent les résultats du tableau 3 (annexe 3).

## 2. Depuis les accords du Louvre

D'autres dates que mars 1979 peuvent alors être retenues comme point de départ, ce qui impliquera que les conclusions que nous en tirerons ne seront valables que postérieurement à cette nouvelle date<sup>18</sup> :

- 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 peuvent encore être retenues<sup>19</sup> : 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), 1996 (année consécutive au conseil de Madrid, en décembre 1995, qui précise les modalités précises de passage à la monnaie unique)
- à partir de janvier 1999 : début de l'UEM ; puis entre septembre et novembre 2000 : interventions des banques centrales sur les changes<sup>20</sup> ; fin 2000 : éclatement de la bulle boursière, confirmant le retournement de la tendance à la baisse de l'euro.

La date de février 1987 (accords du Louvre) a finalement été choisie. Nous faisons l'hypothèse qu'elle constitue le point de départ d'une nouvelle période de gestion implicite et souple des taux de change (*managed rate system*<sup>21</sup>)

Nous utilisons le test ADF standard sur la période 1987 – 2009. Les résultats<sup>22</sup>, détaillés dans le tableau 1 (annexe 3), sont sans ambiguïté. Avec un quantile à 5 %, la série est I(1) sans constante.

<sup>16</sup> Le test a été écrit en langage RATS par G. Colletaz et F. Serranito (Laboratoire d'Economie d'Orléans) ; source : Estima, voir annexe 1.

<sup>17</sup> Voir annexe 3.

<sup>18</sup> Nous sommes là encore dans notre problématique de rupture structurelle : la période qui démarre est structurellement différente de la période qui s'achève.

<sup>19</sup> 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 directeur de la BCE). Elle était trop proche de janvier 1999 pour qu'il y ait une différence notable entre les deux.

<sup>20</sup> Le 26 octobre 2000, l'euro atteignait son cours le plus bas à 0,8231.

<sup>21</sup> Nous faisons indirectement référence ici à l'interprétation de Dooley, Folkerts-Landau, Garber (2003, 2004a, 2004b, 2005b, 2007) connue sous le nom de Bretton Woods II, mais aussi aux bandes implicites (Fisher 2001).

<sup>22</sup> Le nombre de retard a été établi à l'aide des tests usuels et s'élève à 2.

Cependant, si l'on retient seulement la période qui précède la mise en place de l'euro (1987-1999), on peut rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité à l'aide du modèle 2 (avec constante, sans trend). Autrement dit : les accords du Louvre ont parfaitement remplis leur rôle et permis de stabiliser les taux de change entre les monnaies européennes et le dollar. Mais, apparemment du moins, jusqu'à la mise en place de l'euro seulement.

Avec un seul break, les résultats ne changent pas : d'après le tableau 4 (annexe 3), la série est I(1). Avec deux breaks, toujours le même résultat : d'après le tableau 5, la série est I(1).

### **3. La mise en place de l'euro : une période de rupture**

Les premières années de l'euro ressemblent étrangement aux premières années du SME ; dans les deux cas, la nouvelle formule est accueillie avec scepticisme par les marchés. Le dollar se valorise par rapport aux monnaies européennes ou par rapport à l'euro en raison de l'incertitude sur les qualités de la nouvelle monnaie et donc de l'existence d'un risque plus élevé sur celle-ci. Dans le cas du SME, il faudra attendre près de cinq ans pour qu'un retournement se dessine sous la pression des banques centrales après l'accord du Plaza, qui d'ailleurs ne faisait qu'entériner un retournement antérieur de quelques mois sur les marchés<sup>23</sup>. Pour l'euro, le délai fut bien plus court puisqu'à peine deux ans s'écoulent entre sa première cotation le 4 janvier 1999, à 1,1837, et son point bas, le 26 octobre 2000, à 0,8231. Les réunions, tant des banques centrales que des responsables gouvernementaux des principaux pays concernés, donneront aux marchés le signal de la reprise. Celle-ci sera confortée par crise boursière de la fin de l'année 2000, qui voit les investisseurs quitter le marché américain des actions pour se tourner vers les obligations et l'immobilier, le plus souvent en Europe. L'inversion des mouvements de capitaux entraîne alors l'euro à la hausse. Le 15 juillet 2002, il retrouve la parité avec le dollar et dès la fin de l'année 2003 il dépasse son cours d'introduction, à proximité duquel il restera pendant deux ans.

On constate donc que sous la pression conjointe des autorités monétaires et gouvernementales et finalement des marchés, le bouleversement qu'a constitué la mise en place de l'euro a été absorbé et complètement « digéré ». A la différence des chocs majeurs « à la Perron », à l'origine des ruptures structurelles ayant des effets permanents, ce choc n'a eu qu'un effet transitoire. C'est une rupture (repérée en tant que telle par les tests) qui s'est retournée ; elle est donc transitoire et non structurelle. Cette absorption peut s'interpréter comme une preuve de stationnarité, et même de super stationnarité. Il reste à le prouver.

## ***IV. La prise en compte d'une rupture transitoire ou période de rupture***

Nous nous proposons, dans cette section, de préciser ce concept nouveau de rupture transitoire, d'examiner les moyens de la déterminer statistiquement, et enfin, de reprendre les tests compte tenu de cette restriction.

### **1. La détermination de la rupture transitoire**

#### **A. La rupture transitoire**

Nous appelons rupture transitoire ou période de rupture toute rupture non structurelle<sup>24</sup> comportant deux événements : une première rupture, de type additive (AO) ou progressive (IO), suivie d'une rupture de sens inverse, pas forcément de même type. La correction peut être totale ou partielle. Elle peut conserver la tendance antérieure ou être suivie d'une modification de tendance ; dans ce dernier cas, il y a rupture épaisse + rupture structurelle.

Pour bien comprendre notre propos, on peut comparer notre hypothèse avec celle de Papell et Prodan (2004, 2006). Ces deux auteurs proposent deux dates de rupture, avec une

<sup>23</sup> Cf. Funabashi (1988) et pour une vue plus générale sur la coordination internationale : Dobson (1991)

<sup>24</sup> En d'autres termes, il s'agit d'une rupture transitoire.

contrainte (« *restricted structural change* ») sur les coefficients des variables correspondant aux *breaks* qui doivent être égaux et de signe contraire<sup>25</sup>. A première vue, la ressemblance est forte, mais il n'en est rien. Tout d'abord, leur interprétation conduit à un processus à trois régimes : avant la première rupture, entre les deux ruptures, après la deuxième rupture. Notre hypothèse est fondée sur deux régimes seulement : avant et après la rupture transitoire. Dans certains cas, il n'y a même qu'un seul régime, lorsque la sortie de rupture se fait dans les mêmes conditions que l'entrée. Bien plus, la stationnarité dans le test de Papell et Prodan n'est acquise que si les trois régimes sont stationnaires, en particulier la période intercalaire entre les deux ruptures. Notre hypothèse ne l'impose absolument pas. Ce qui se passe pendant la période de rupture n'importe pas. Enfin, dernière difficulté : la durée séparant les deux ruptures. Chez Papell et Prodan, elle est quelconque ; autrement dit, l'inversion de rupture peut avoir lieu à une date éloignée sans rapport avec le premier événement<sup>26</sup>. Pour nous, les deux événements sont liés, ils participent d'un seul et même phénomène et ne constituent donc qu'une seule rupture. Il y a donc un délai maximum à respecter pour que l'on puisse parler de rupture transitoire. En conclusion, on peut utiliser la méthodologie de Papell et Prodan, sous réserve de vérifier que l'écart entre les deux ruptures n'est pas trop important, ou d'imposer un écart faible. Mais, il ne faut pas oublier que leur test est trop restrictif et que l'absence de rejet de l'hypothèse nulle de non stationnarité peut être due à la configuration de la période de rupture.

## **B. La procédure de test**

Nous proposons une procédure séquentielle du type de celle retenue dans les méthodologies de recherche et de suppression ou correction de points aberrants<sup>27</sup> (*outliers*) :

- détection de la période de rupture avec la méthode de Papell et Prodan modifiée
- suppression ou correction de la période de rupture considérée comme hétérogène (*outliers*)
- tests de type ADF avec données manquantes ou corrigées
- test de Perron avec rupture endogène
- répétition éventuelle de la procédure si d'autres ruptures épaisses ou/et points aberrants sont recherchés.

### **a. la détection de la période de rupture**

Deux approches sont possibles à l'instar des ruptures uniques, soit une datation exogène dans l'esprit des premiers articles de Perron, soit une détermination endogène conformément à la littérature postérieure. Afin d'éviter le reproche<sup>28</sup> de *data mining* encouru par Perron, même si nous pensons comme lui (Perron, 1997, 2007) que l'approche exogène conserve un intérêt, nous nous orienterons exclusivement vers les méthodes endogènes.

Là encore, deux solutions : soit celle initiée par Zivot et Andrews (1992) pour un seul *break* et étendue par Lumsdaine et Papell (1997) à deux *breaks*<sup>29</sup> qui consiste à sélectionner une date pour laquelle la statistique *t* du test ADF de racine unitaire est à un minimum (plus négative)<sup>30</sup> ; soit celle proposée par Bai et Perron (1998) pour des *breaks* multiples où les dates retenues sont celles correspondant à des partitions de l'échantillon minimisant la somme des carrés des résidus d'une régression linéaire quelconque. Nous avons utilisé les deux solutions, mais privilégié dans cet article<sup>31</sup> celle de Papell et Prodan pour ne pas multiplier les

<sup>25</sup> Voir annexe 2

<sup>26</sup> Par exemple, le tableau 5 met en évidence deux ruptures éloignées sans rapport entre elles : 1996 et 2002.

<sup>27</sup> Voir sur ce point : Tolvi (2001), Darne, Hoarau (2006), Chen, Liu (1993).

<sup>28</sup> Par exemple : Christiano (1992)

<sup>29</sup> Modèle avec contrainte : Papell et Prodan (2003, 2006) ; voir annexe 4

<sup>30</sup> En conséquence de quoi, la date de rupture choisie est celle pour laquelle la preuve de l'hypothèse nulle sera la moins favorable.

<sup>31</sup> On trouvera dans Goux (2008) la présentation de la méthode Bai et Perron modifiée, ainsi que son utilisation.



méthodes. Leur programme<sup>32</sup> est modifié en conséquence afin de tenir compte de la contrainte d'épaisseur<sup>33</sup>, qui n'existe pas dans leur travail originel, et de la restriction sur la constante  $\mu$ <sup>34</sup>. En revanche, nous ne retenons pas leur test, trop restrictif dans notre cas, comme nous l'avons déjà expliqué ; seules les dates nous intéressent.

On peut également utiliser une procédure statistique standard permettant de détecter les valeurs modérément aberrantes (*mild outliers*), en considérant que celles-ci proviennent d'une population différente de celle de l'échantillon étudié. Dans ce cas, par exemple, si on suppose une distribution normale des valeurs de l'échantillon, on éliminera, avec un risque de 5%, les valeurs au-delà de 1,96 fois l'écart type. Une autre procédure, couramment utilisée en analyse de la qualité, consiste à écarter les valeurs inférieures à  $Q1 - 1,5 \text{ IQR}$  et supérieures à  $Q3 + 1,5 \text{ IQR}$ .  $Q1$  et  $Q3$  sont les premiers et troisième quartiles et  $\text{IQR} = Q3 - Q1$ . Comme nous recherchons une période et non une ou des valeurs isolées, ne seront écartées qu'un ensemble suffisant de valeurs successives aberrantes.

#### **b. les tests ADF avec données manquantes ou corrigées**

La période de rupture est ensuite remplacée par une suite de données manquantes ou corrigées, ce qui permet ainsi d'éviter que celle-ci perturbe les résultats du test de racine unitaire<sup>35</sup>. On réduit également ainsi le nombre de régime (deux au lieu de trois, voire un au lieu de trois). Deux solutions sont possibles : soit une suppression pure et simple des données que l'on peut assimiler à une réduction de la taille de l'échantillon, soit le remplacement des données de la période de rupture par une estimation de la tendance<sup>36</sup> ; nous avons, dans un premier temps, utilisé la moyenne<sup>37</sup>, nous retenons ici une procédure plus élaborée en remplaçant la période de rupture par une estimation ARMA<sup>38</sup>. Dans le premier cas, d'après Vogelsang (1994), cela conduit à des résultats erronés. Nous ne retiendrons donc pas cette procédure. Dans le deuxième cas, on peut craindre un biais dans le test d'après Shin et Sarkar (1998) qui recommandent de compléter le test ADF par un test de type Phillips Perron (1988) moins sensible aux paramètres de nuisance. Nous utiliserons donc la deuxième solution avec un test ADF ainsi que le test PP.

#### **c. La recherche d'autres ruptures**

On peut penser que la rupture transitoire n'est que l'introduction ou la préparation d'une rupture plus traditionnelle de type additive (AO) ou progressive IO). Il convient donc de le vérifier, en particulier si le test précédent ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire. Un test de racine unitaire avec rupture s'impose donc dans ce cas ; mais sa mise en œuvre dans le cas contraire est également recommandée afin de valider la robustesse des résultats (Perron, 2007).

Faut-il utiliser un test avec rupture exogène ou endogène ? La période de rupture, et donc la fin de celle-ci, étant connue, on peut être tenté d'utiliser le test originel de Perron (1989), mais ce serait négliger le fait que cette date a été obtenue par une procédure statistique qui la rend endogène. Les nouvelles valeurs limites du test, tabulées par Perron (1997), s'imposent donc. Nous les utiliserons donc sans préjuger de la date de rupture.

La procédure de test sera renouvelée en fonction des résultats

## **2. Les résultats**

<sup>32</sup> Le programme utilisé nous a été transmis par R. Prodan que nous remercions.

<sup>33</sup> A savoir : une épaisseur minimum  $\varepsilon$  et une épaisseur maximum  $\delta$ , avec  $\varepsilon < T_2 - T_1 < \delta$

<sup>34</sup> Telle que  $\mu_2 - \mu_1 = -(\mu_3 - \mu_2)$

<sup>35</sup> Darné et Diebold (2004) ont étudié la sensibilité des tests de racine unitaire à ce type de correction, et montrent que cela ne fait pas disparaître les racines unitaires lorsqu'elles ne sont pas dues à la présence de ces points aberrants.

<sup>36</sup> C'est la méthode préconisée par ceux qui travaillent sur les *outliers* (Madala, In-Moo, 1998, Tolvi, 2001, Darne, Hoarau, 2006).

<sup>37</sup> Procédure trop simpliste justement critiquée par un des rapporteurs.

<sup>38</sup> Cf. note 33.

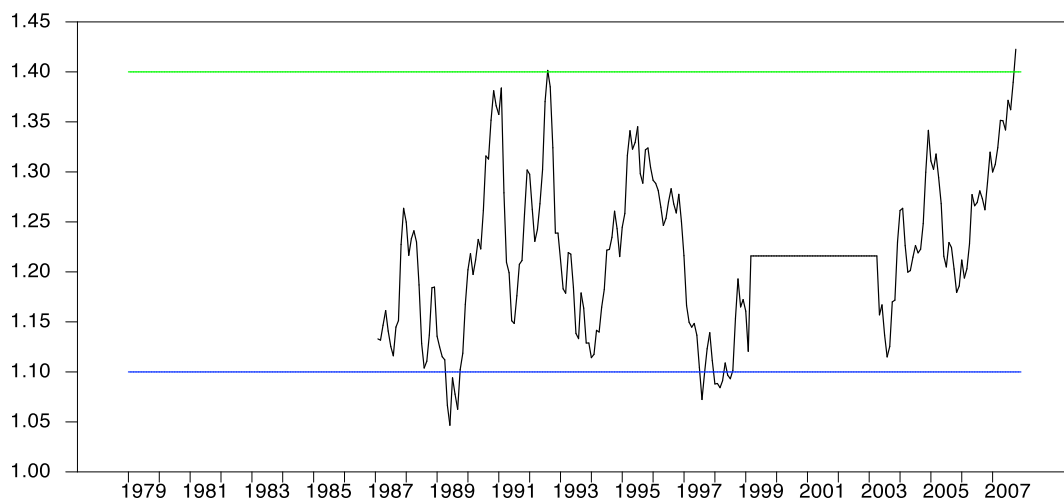
### A. La détermination de la période de rupture ou rupture transitoire

La procédure de Bai et Perron, avec une épaisseur minimum  $\varepsilon = 12$  mois (1 an) et une épaisseur maximum  $\delta = 60$  mois (5 ans) permet de déterminer une période allant de mars 1999 à avril 2003<sup>39</sup>. La procédure de Papell et Prodan, avec ces mêmes contraintes supplémentaires, conduit à retenir une période peu différente : octobre 1998 à août 2002. Enfin, la recherche d'un ensemble continu de points modérément aberrants (*mild outliers*) conduit à retenir une période plus courte allant de mai 2000 à mai 2002. Dans tous les cas, une période d'adaptation à l'euro est mise en évidence ; cette période diffère peu d'une estimation à une autre. Nous les avons toutes testées afin d'évaluer la robustesse de notre méthode, même si nous privilégions dans cet article celle fournie par la procédure de Papell et Prodan.

### B. La prise en compte des données manquantes

Le graphique 2 est une illustration de la solution considérée, en retenant ici les dates issues de la procédure de Papell et Prodan.

Graphique 2 : le taux de change euro-dollar avec période de rupture neutralisée



### C. Les tests de racine unitaire avec période de rupture

Afin de ne pas alourdir la présentation, seuls les tests comportant la période de rupture neutralisée allant d'octobre 1998 à août 2002 seront détaillés<sup>40</sup>. Dans un premier temps nous testerons la présence d'une rupture transitoire isolée, c'est-à-dire non suivie d'une modification de la tendance antérieure (ici une constante), puis, dans un deuxième temps, nous tenterons de vérifier la présence d'une rupture additionnelle. Enfin, dans un troisième temps, cette rupture additionnelle sera éliminée en raison, comme nous le verrons, de son

<sup>39</sup> La somme minimale des carrés des résidus s'élève dans ce cas à 1,481 contre 4,187 sans prise en compte de ces deux ruptures. L'amélioration est très nette et confirme déjà la pertinence du résultat.

<sup>40</sup> Les autres résultats, permettant de contrôler la robustesse de l'analyse, sont disponibles auprès de l'auteur. Ils sont peu différents.

intervention tardive et donc de la difficulté de déterminer s'il s'agit vraiment d'une rupture structurelle ou de points aberrants.

Les résultats (tableau 1, annexe 3)) permettent de constater que la prise en compte de la période de rupture n'inverse pas les résultats antérieurs en faveur de l'hypothèse de racine unitaire. Mais l'évolution à la hausse importante en dernière période conduit à suspecter l'existence d'une rupture de tendance qui viendrait perturber les résultats du test.

La mise en œuvre du test de Perron (1997), en tenant compte de la rupture épaisse, donne des résultats intéressants (*cf.* tableau 6, annexe 3). Le modèle additif (AO), correspondant à un changement brutal de la pente, met effectivement en évidence une rupture additionnelle en juin 2006. En tenant compte de celle-ci, ainsi que de la rupture épaisse de fin 1998 à mi-2002, on est conduit à rejeter avec un risque nettement inférieur à 10 % (de l'ordre de 6%) l'hypothèse nulle de racine unitaire et à retenir l'hypothèse alternative de stationnarité. La suppression de la période de rodage de l'euro permet donc de nettoyer l'échantillon et de faire émerger une conclusion significative.

Il existerait donc bien différentes forces de rappel assurant une cohésion entre les monnaies que l'on peut qualifier de *managed rate system* (Dooley *et al.* 2004, Fisher 2001), mais sous une forme qui reste très modérée (*mild managed*). Elle est parfois testée par les marchés – c'est le cas actuellement – mais elle a toujours résisté. Elle a même surmonté et « digéré » cette évolution majeure qu'a été la mise en place de l'euro. Le retour à la moyenne après cette rupture épaisse est ainsi une preuve supplémentaire en faveur de la thèse de la stationnarité.

Mais la dernière rupture est proche de la fin de l'échantillon et doit donc être reçue avec prudence. En outre, il est difficile aujourd'hui de dire s'il s'agit bien d'une rupture structurelle ou d'un mouvement provisoire lié à la crise financière du milieu de l'année 2007. Nous éliminons donc ces chiffres les plus récents et arrêtons l'échantillon en 2007<sup>41</sup>.

Les résultats (tableau 1, annexe 3) permettent d'affirmer, sans ambiguïté, que la série, ainsi modifiée, est stationnaire autour d'une valeur constante du taux de change de l'ordre de 1,22 (d'après la régression ayant permis le test), et cela quel que soit le mode de prise en compte de la rupture, et le type de test, confirmant ainsi la robustesse du résultat<sup>42</sup>.

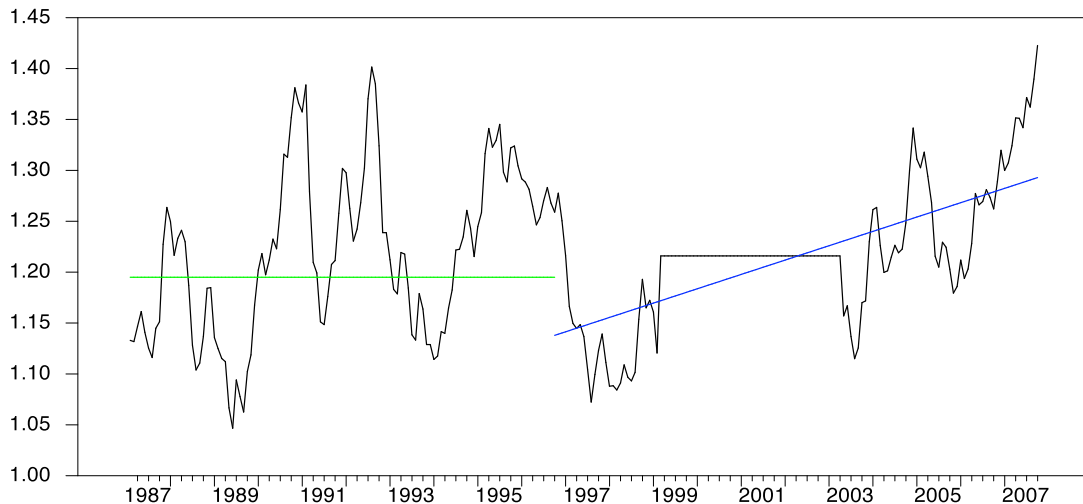
Nous recherchons également une rupture plus traditionnelle de niveau ou/et de tendance. La mise en œuvre du test de Perron (1997), en tenant compte de la rupture épaisse, donne des résultats intéressants (*cf.* tableau 7, annexe 3). Le modèle additif (AO) met à nouveau en évidence une rupture additionnelle en juin 2006, mais la significativité est limitée. En outre, cette date est encore plus proche de la fin de l'échantillon. En revanche, le modèle progressif dans sa version 1 (IO1), c'est-à-dire avec changement dans la constante, mais pas dans la pente, est nettement significatif. On notera cependant que la date détectée (octobre 1996) n'est pas postérieure, mais au contraire antérieure à la rupture transitoire. Les deux phénomènes sont donc indépendants. Cette date a également été repérée par d'autres auteurs : Gadea *et al* (2004), Papell (2002).

La date de rupture dans l'équilibre entre euro et dollar est donc bien antérieure à ce que l'on retient souvent, ni 1999, ni 2002, ni 2007 ; c'est 1996 qu'il faut retenir, date à partir de laquelle la mise en œuvre de l'euro est considérée comme irréversible. S'engage alors une période de hausse que la naissance effective de l'euro interrompt momentanément, mais qui reprend sur la même tendance déterministe (*cf.* graphique 3).

### *Graphique 3 : les tendances déterministes du taux de change euro-dollar entre 1987 et 2007*

<sup>41</sup> Nous reprenons les résultats de Goux (2008)

<sup>42</sup> La rupture de mai 2000 à mai 2002 ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire.



## V. Conclusion

La prise en compte d'une période de rupture (rupture transitoire) permet d'analyser correctement la série statistique du taux de change nominal euro-dollar. En retenant la période postérieure aux accords du Louvre, et jusqu'à aujourd'hui, on peut affirmer que ce taux est stationnaire ou trend-stationnaire et donc qu'il existe un mécanisme de rappel vers un niveau d'équilibre qui cependant se modifie, puisqu'il s'inscrit dans un trend déterministe croissant depuis une dizaine d'années.

On peut également en déduire une nouvelle périodisation :

- de 1987 à 1996 : stationnarité en niveau du taux de change postérieurement aux accords du Louvre
- de 1996 à 2006-2007 : stationnarité par rapport à un trend déterministe de valorisation de l'euro
- entre fin 1998 et mi-2002 : rupture provisoire correspondant à la période de rodage de l'euro
- en 2007 : nouvelle rupture structurelle dans le trend de valorisation ou début d'une rupture provisoire.

Plus généralement, se trouve confirmée l'hypothèse que l'on peut expliquer l'évolution du taux de change sans faire appel à des fondamentaux grâce à l'existence de tendances déterministes avec ruptures.

### Annexe 1 : test de Perron (break endogène)

Perron (1997) distingue trois modèles : IO1 (*innovational outlier*) ; IO2 ; AO (*additive outlier*).

Le modèle IO1 inclut un changement structurel dans la constante uniquement, le changement intervient progressivement :

$$y_t = \mu + \theta DMU_t + \beta trend_t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \dots + bk.y_{(T-k)} + \varepsilon_t$$

Le modèle IO2 inclut un changement progressif à la fois dans la pente et dans la constante.

$$y_t = \mu + \theta DMU_t + \beta trend_t + \gamma DT_t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \dots + bk.y_{(T-k)} + \varepsilon_t$$

Le modèle AO introduit un changement brutal dans la pente. Il est déterminé en deux temps.

$$y_t = \mu + \beta trend_t + \delta DT_t^* + \bar{Y}_t$$

Avec :  $DT_t^* = 1 (t > T_b)(t - T_b)$

Puis :  $\bar{Y}_t = \alpha \bar{Y}_{t-1} + b1.d\bar{Y}_{t-1} + \dots + bp.\bar{Y}_{(T-k)} + \varepsilon_t$

où :

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

trend : trend linéaire

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

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

DTS = trend – TB si  $t > TB$  et 0 ailleurs

### Annexe 2 : tests de Lumsdaine et Papell et Papell et Prodan

La procédure de Lumsdaine et Papell (1997) permet de capturer deux ruptures structurelles. Deux formes principales de ruptures sont testées : IO ou AO

Il s'agit, dans le premier cas<sup>43</sup>, d'une extension du modèle C de Zivot et Andrews (1992) ou du modèle IO2 de Perron (1997). Les ruptures portent à la fois sur la constante et la pente. Le modèle dans sa forme générale est écrit de la manière suivante :

$$dy_t = \mu + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \beta trend_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \alpha y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \dots + bk.y_{(T-k)} + \varepsilon_t$$

où :

DU1 : (T1 = date du premier break structurel) = 1 si  $t > T1$  et 0 ailleurs

DU2 : (T2 = date du deuxième break structurel) = 1 si  $t > T2$  et 0 ailleurs

trend : trend linéaire

DT1 = trend – T1 si  $t > T1$  et 0 ailleurs

DT2 = trend – T2 si  $t > T2$  et 0 ailleurs

Les dates de ruptures sont estimées en minimisant la valeur de la statistique t pour  $\alpha$ .

Dans le deuxième cas<sup>44</sup>, il s'agit d'une extension du modèle A de Zivot et Andrews (1992) ou du modèle AO de Perron (1997). L'estimation se fait en deux temps avec le modèle suivant :

$$y_t = \mu + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \bar{Y}_t$$

Puis :

$$d\bar{Y}_t = \alpha \bar{Y}_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \dots + bk.y_{(T-k)} + \varepsilon_t$$

<sup>43</sup> Modèle noté AC

<sup>44</sup> Modèle noté AO

Papell et Prodan (2003) introduisent une restriction afin de capturer des ruptures de sens contraires qui se compensent, sous la forme :  $\theta_1 + \theta_2 = 0$ .

**Annexe 3 : tableaux détaillés**

Tableau 1 : taux de change nominal : tests ADF sur la période 1979–2008 ; 1987-2008 (1987-1999) ; 1987-2007

modèle 1 H <sub>0</sub>	modèle 2 H <sub>0</sub>	modèle 3 H <sub>0</sub>	statistique période 1979 – 2008	statistique période 1987 – 1999	statistique période 1987 – 2008	Statistique Période 1987- 2008 (rupture <sup>45</sup> neutralisée)	Statistique Période 1987- 2007 (rupture <sup>46</sup> neutralisée)
	t (ρ-1)		-1,45	-3,19**	-0,87	-1,98	-3,54*** <sup>47</sup>
	F (ρ=1, μ=0)		1,10		0,67	2,19	
t (ρ-1)			-1,76	-3,18	-0,81	-2,49	-3,76 **
F (ρ=1, β=0)			2,82	5,30	1,13	3,50	7,16
		t (ρ-1)	0,11		0,66	0,52	

H<sub>0</sub> : tous les tests portent sur les hypothèses jointes précisées, selon la procédure proposée par Holden et Perman (1994). Ils ont été effectués d'après une procédure RATS mise au point par P. Goerlich (source : Estima). Risque de rejet par erreur de H<sub>0</sub> : 1% : \*\*\* ; 5% : \*\* ; 10% : \*.

Tableau 2 : taux de change nominal : tests ADF avec break structurel endogène sur la période 1979-2008

modèle <sup>48</sup>	période	Tb	lags	μ	θ	β	δ ou/et γ	α	t <sub>α=1</sub>	valeur critique 5 %
IO1	1979 – 2008	2005 : 11	10	0,026 (2,47)	0,013 (2,11)	0,000 (0,91)	0,003 (0,12)	0,973 (103,3)	-2,86	-4,80
IO2	1979 – 2008	1998 : 09	1	0,026 (2,48)	-0,078 (-3,05)	0,000 (1,39)	0,039 (1,39)	0,973 (105,3)	-2,94	-5,08
AO	1979 – 2008	2007 : 10	10	1,09 (58,32)		0,000 (2,70)	0,078 (4,18)		-3,03	-4,36

Note technique : la règle de décision est : si la valeur de t<sub>α</sub> est inférieure à la valeur critique (voir annexe 3), l'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée ; si la valeur de t<sub>α</sub> est supérieure, l'hypothèse nulle est acceptée. La date de rupture a été obtenue en minimisant la valeur du test t<sub>α</sub>. 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. Risque de rejet par erreur de H<sub>0</sub> : 1% : \*\*\* ; 5% : \*\* ; 10% : \*.

Tableau 3 : taux de change nominal : tests ADF avec deux breaks structurels endogènes sur la période 1979-2008

modèle	Tb1 Tb2	α	t(α)	Valeur critique 5%	lags
AO sans contrainte	1980 : 06 1985 : 06	-0,031	-3,18	-5,51	2
AO avec contrainte <sup>49</sup>	1980 : 03 1985 : 06	-0,027	-2,94	-5,04	2

Valeurs critiques : Papell et Prodan (2003) et annexe 4 ; règle de décision : si la valeur de t<sub>α</sub> est inférieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée ; si la valeur de t<sub>α</sub> est supérieure, l'hypothèse nulle est acceptée. Risque de rejet par erreur de H<sub>0</sub> : 1% : \*\*\* ; 5% : \*\* ; 10% : \*.

<sup>45</sup> rupture 1998 :10-2002 :08

<sup>46</sup> rupture 1998 :10-2002 :08

<sup>47</sup> Le test de Phillips Perron indique également un rejet de l'hypothèse nulle avec un risque de 5% (t = -2,99)

<sup>48</sup> Selon la terminologie de Perron (1997)

<sup>49</sup> Voir annexe 2 (test Lumsdaine et Papell)



Tableau 4 : taux de change nominal : tests ADF avec break structurel endogène sur la période 1987-2008

modèle	période	Tb	lag	$\mu$	$\theta$	$\beta$	$\delta$ ou/et $\gamma$	$\alpha$	$t_{\alpha=1}$	valeur critique 5 %
IO1	1987 – 2008	1996 : 10	2	0,034 (1,92)	-0,022 (-2,65)	0,000 (2,93)	0,033 (1,25)	0,965 (62,92)	-2,26	-4,80
IO2	1987 – 2008	1998 : 12	2	0,081 (3,51)	-0,098 (-4,06)	-0,000 (-0,29)	0,008 (0,29)	0,934 (50,00)	-3,52	-5,08
AO	1987 – 2008	2008 : 01	1	1,182 (69,44)		-0,000 (-0,81)	0,164 (4,48)	0,962 (71,09)	-2,83	-4,36

Note technique : voir tableau 2

Tableau 5 : taux de change nominal : tests ADF avec deux breaks structurels endogènes sur la période 1987-2008

modèle	Tb1 Tb2	$\alpha$	t( $\alpha$ )	Valeur critique 5%	lags
AO sans contrainte	1998 : 10 2002 : 08	-0,056	-3,07	-5,51	2
AO avec contrainte	1996 : 09 2002 : 08	-0,048	-2,82	-5,04	2

Note technique : voir tableau 3

Tableau 6 : taux de change nominal : tests ADF avec break structurel endogène et rupture épaisse (1998 :10 – 2002 :08) sur la période 1987-2008

modèle	période	Tb	lag	$\mu$	$\theta$	$\beta$	$\delta$ ou/et $\gamma$	$\alpha$	$t_{\alpha=1}$
IO1	1987 – 2008	2007 : 01	1	0,122 (4,11)	0,032 (3,34)	0,0000 (0,30)	-0,011 (-0,36)	0,899 (36,71)	-4,13
IO2	1987 – 2008	2002 : 07	1	0,150 (4,73)	-0,192 (-4,02)	0,0000 (0,16)	0,024 (0,83)	0,875 (33,33)	-4,74
AO	1987 – 2008	2006 : 06	1	1,201 (125,6)		0,0000 (0,55)	0,014 (10,11)	0,887 (35,74)	-4,55*

Note technique : voir tableau 4.

Tableau 7 : taux de change nominal : tests ADF avec break structurel endogène et rupture épaisse (1998 :10 – 2002 :08) sur la période 1987-2007

modèle	période	Tb	lag	$\mu$	$\theta$	$\beta$	$\delta$ ou/et $\gamma$	$\alpha$	$t_{\alpha=1}$
IO1	1987 – 2007	1996 : 10	10	0,204 (4,84)	-0,028 (-3,69)	0,0002 (4,07)	0,044 (1,79)	0,820 (22,68)	-4,96**
IO2	1987 – 2007	1996 : 10	10	0,205 (4,84)	-0,034 (-1,64)	0,0002 (2,45)	0,045 (1,81)	0,821 (22,59)	-4,92
AO	1987 – 2007	2006 : 06	1	1,195 (137,0)		0,0001 (1,98)	0,011 (5,87)	0,892 (37,06)	-4,49*

Note technique : voir tableau 4.

## Références

- 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. [2001], “Multiple structural change models : a simulation analysis” *Working paper*.
- Bai J., Perron P. [2003], “Computation and analysis of multiple structural change models”, *Journal of Applied Econometrics*, 18, p. 1-22.
- 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.
- Chen C., Liu L.M. [1993], “Joint estimation of model parameters and outlier effect in time series”, *Journal of the American Statistical Association*, 88, p. 284-297.
- 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.
- Christiano L.J. [1992], “Searching for breaks in GNP”, *Journal of Business Economics and Statistics*, 10, p. 237-250.
- 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.
- Darne O., Diebolt C. [2004], “Unit roots and infrequent large shocks : new international evidence on output”, *Journal of Monetary Economics*, 51, p. 1449-1465.
- Darne O., Hoarau JF. [2006], “Testing the purchasing power parity in China”, *Working paper*, 2006-18, Economix.
- De Grauwe P. [2000], “Exchange rates in search of fundamentals : the case of the euro-dollar rate”, *International Finance*, 3:3, p. 329-356.
- De Grauwe P., Grimaldi M. [2006], *The exchange rate in a behavioral finance framework*, Princeton University Press
- De Grauwe P., Grimaldi M. [2002], « The exchange rate and its fundamentals. A chaotic perspectives », *CESifo Working Paper*, n° 639.
- Dickey D.A., Fuller W.A. [1979], “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431.
- Dobson W. [1991], *Economic policy coordination : requiem or prologue ?*, Institute for international economics, 162 p
- Dooley M.P., Folkerts-Landau D., Garber P. [2003], “An essay on the revived Bretton Woods System”, *NBER Working Paper Series*, 9971, sept.
- Dooley M.P., Folkerts-Landau D., Garber P. [2004a], “The cosmic risk : an essay on global imbalances and treasuries”, *Global Markets Research*, Deutsche Bank, feb.
- Dooley M.P., Folkerts-Landau D., Garber P. [2004b], “The revived Bretton Woods System : the effects of periphery intervention and reserve management on interest rates and exchange rates in center countries”, *NBER Working Paper Series*, 10332, march.
- Dooley M.P., Folkerts-Landau D., Garber P. [2004c], “The revived Bretton Woods System : alive and well”, *Global Markets Research*, Deutsche Bank, dec.
- Dooley M.P., Folkerts-Landau D., Garber P. [2005a], “Saving sluts and interest rates : the missing link to europe”, *NBER Working Paper Series*, 11520, july.
- Dooley M.P., Folkerts-Landau D., Garber P. [2005b], “Interest rates, exchange rates and international adjustment”, *NBER Working Paper Series*, 11771, nov.
- Dooley M.P., Folkerts-Landau D., Garber P. [2007], “The two crises of international economics”, *NBER Working Paper Series*, 13197, june.

- Duval R. [2001], « Estimation du taux de change réel d'équilibre de long terme euro/dollar par une approche dynamique », *Revue Economique*.
- Fisher S. [2001], "Exchange rate regimes : is the bipolar view correct ?", Lecture on economics in government, IMF, januray.
- Funabashi Y. [1988], *Managing the dollar : from the Plaza to the Louvre*, Institute for international economics, 259 p.
- Gadea M-D., Montanes A., Reyes M. [2004], "The European union currencies and the US dollar : from Bretton Woods to the Euro", *Journal of International Money and Finance*, 23, p. 1109-1136.
- Garcia S., Verdelhan A. [2001], "Le policy-mix de la zone euro : une évaluation de l'impact des chocs monétaires et budgétaires", *Economie et Prévision*, n° 148(2), p. 23-40.
- Goux J.F. [2005], « Le taux de change euro-dollar : une approche fondée sur la co-intégration avec break structurel », *Economie internationale*, 103, p. 45-72.
- Holden D., Perman R. [1994], "Unit roots and cointegration for the economist", in Rao (1994), chap. 3, p. 47-112.
- Koen V., Boone L., de Serres A., Fuchs N. [2001], « Tracking the euro », *Oecd working papers*, ECO/WKP(2001)24.
- Lardic S., Mignon V. [2002], *Econométrie des series temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.
- Lumsdaine R.L., Papell D. [1997], « Multiple trend breaks and the unit root hypothesis », *Review of Economics and Statistics*, 79, p. 212-218.
- 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.
- Maddala G.S., In-Moon K. [1998] *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, 4ème éd. 2002.
- 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.
- Meredith G. [2001], "Why has the euro been so weak ?", *IMF Working Paper*, WP/01/155, IMF.
- Nelson C.R., Plosser C.I. [1982], "Trends and random walks in macroeconomics time series : some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, p. 139-162.
- Papell D., Prodan R. [2004], "The uncertain unit root in US real GDP : evidence with restricted and unrestricted structural change", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 3, p. 423-432.
- Papell D., Prodan R. [2006a], "Restricted structural change and the unit root hypothesis", *Working paper*, University of Houston, july.
- Papell D., Prodan R. [2006b], "Additional evidence of long run purchasing power parity with restricted structural change", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, No. 5, p. 1329-1349.
- 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. [2007], Dealing with structural breaks, chap 8, in *Palgrave Handbook of Econometrics*, vol. 1, p. 278-352.
- 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.
- Phillips P., Perron P. [1988], "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, p. 335-346.

- Shin D.W., Sarkar S. [1998], "Testing for a unit root in autoregressive moving-average model with missing data", *Journal of time series analysis*, vol. 19, No 5, p. 601-608.
- 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.
- Tolvi J. [2001], « Outliers in eleven finnish macroeconomics time series », *Finnish Economic Papers*, vol. 14, n° 1, p. 14-32.
- Vogelsang T.J. [1994] "On testing for a unit root in the presence of additive outliers", *CAE Working paper* n° 94-30, Cornell University.
- 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, 3, p. 251-270.