



2006 – 25
Décembre

Taux d'intérêt et marchés boursiers :
une analyse empirique de l'intégration
financière internationale

Vladimir Borgy
Valérie Mignon

Taux d'intérêt et marchés boursiers :
une analyse empirique de l'intégration
financière internationale

Vladimir Borgy
Valérie Mignon

2006 – 25
Décembre

TABLE DES MATIERES

SUMMARY	4
ABSTRACT.....	5
RÉSUMÉ	6
RÉSUMÉ COURT	7
1. INTRODUCTION	8
2. MESURES DE L'INTÉGRATION FINANCIÈRE À PARTIR DES TAUX D'INTÉRÊT	10
2.1. Présentation des indicateurs.....	10
2.2. Les données	11
2.3. Analyse graphique	12
2.4. Parité non couverte des taux d'intérêt (PTINC)	14
2.5. Dynamique des taux d'intérêt réels	18
3. MESURES DE L'INTÉGRATION FINANCIÈRE BASÉES SUR LES RENTABILITÉS BOURSIÈRES	20
3.1. Analyse descriptive	20
3.2. Etude des rentabilités nominales	22
3.3. Etude des rentabilités réelles	24
4. CONCLUSION.....	26
Annexe 1. Différentiels de taux d'intérêt nominaux	28
Annexe 2. Différentiels de taux d'intérêt réels.....	29
Annexe 3. Ecart à la PTINC.....	30
Annexe 4. Résultats des estimations	32
BIBLIOGRAPHIE.....	34
Liste des documents de travail du CEPII	37

**INTEREST RATES AND STOCK MARKETS: AN EMPIRICAL INVESTIGATION OF
INTERNATIONAL FINANCIAL INTEGRATION**

SUMMARY

Since the beginning of the 2000s, financial markets have experienced numerous crises. However, such crises are not a new phenomenon and financial history is characterized by various episodes of slumps in the prices of monetary and financial assets. What seems to be new is that these crises now take an international dimension and become world-wide. In other words, international markets have become increasingly linked. Various elements could explain this deepening financial integration: the reduction of information costs, the improvement in trading systems technology, the creation of new financial instruments, the relaxation of legal constraints, and so on. These various factors can stimulate international capital movements.

Based on these observations, the aim of the present paper is to study the dynamics of financial integration between the United-States and the euro area. The relevant question then concerns the appropriate measure of financial integration. From a general point of view, the indicators of financial integration can be classified into five categories: price-based indicators, news-based indicators, quantity-based indicators, indicators based on economic decisions of households and firms, and, finally, indicators of institutional differences. Our analysis is centred on price-based indicators. Such indicators are appropriate to investigate the law of one price, which should be verified in the case of complete financial integration.

We study two types of variables: interest rates and stock prices. Our objective is to investigate the dynamics of financial integration between United States and the euro area through the derivation of financial indicators based on interest rates and stock prices. We analyse the behaviour of short and long-term interest rates, in nominal as well as in real terms. Concerning stock markets, the analysis of stock prices and stock returns is also carried on in nominal and real terms.

Among other tests, we test whether the uncovered interest rate parity is valid. To this end, we proceed to the calculation of rolling correlations, together with a cointegration-based analysis. Concerning stock markets, the same econometric methodology is implemented: calculation of rolling correlations and cointegration tests between financial markets.

Our results indicate that the uncovered interest rate parity is valid in the long run for short and long term nominal interest rates. This link between short term nominal interest rates is confirmed in real terms since we put forward that US and European short term real interest rates converge on the long run. Moreover, while long term real interest rates seem to be somewhat disconnected on the long run, they behave together on the short run.

Concerning stock markets, our analysis shows a causality from the United States to the euro zone on the period preceding the 1987 stock market crisis. The 1987 crisis has led to an

increasing link between the two international stock markets (increasing correlations) and to a decreasing influence of the US market on the European stock market (no causality).

Globally, our results highlight an upward trend to financial integration between the United States and the Eurozone

ABSTRACT

The aim of this paper is to study the dynamics of the financial integration process between the United States and Eurozone. The analysis is centred on price-based indicators and consists in the study of two types of variables: short and long-term interest rates and stock prices. Our results indicate that the uncovered interest parity is valid in the long run for nominal rates. Moreover, they put forward an increasing interdependence between stock markets. Globally, these results highlight an upward trend to financial integration between the United States and the Eurozone.

Classification JEL: C22, E43, F36, G15

Keywords: financial integration, interest rates, uncovered interest parity, stock returns, United States, Eurozone.

**TAUX D'INTERET ET MARCHES BOURSIERS : UNE ANALYSE EMPIRIQUE
DE L'INTEGRATION FINANCIERE INTERNATIONALE**

RESUME

Depuis les années 2000, les marchés financiers ont connu de nombreuses crises. De telles crises ne sont cependant pas nouvelles et l'histoire est marquée par de multiples épisodes d'effondrement des prix des actifs monétaires et financiers. Ce qui semble cependant nouveau est la dimension internationale prise par ces crises, témoignant du fait que les marchés internationaux semblent de plus en plus liés. Divers éléments peuvent expliquer cette tendance à l'intégration financière : réduction des coûts d'information, amélioration de la technologie des systèmes de *trading*, développement de nouveaux instruments financiers, allègement des contraintes légales, etc. Ces différents facteurs peuvent exercer un effet stimulateur sur les mouvements internationaux de capitaux. Notre objectif est ici de vérifier l'existence d'un tel lien entre les Etats-Unis et la zone euro.

La question essentielle est alors celle de la mesure de l'intégration financière. De façon générale, on peut classer les indicateurs de l'intégration financière en cinq grandes catégories : les indicateurs basés sur les prix (taux d'intérêt et prix des actifs), les indicateurs basés sur les *news*, les indicateurs basés sur les quantités, les indicateurs basés sur les décisions économiques des ménages et des firmes et les indicateurs de différences institutionnelles. Nous nous centrons ici sur les indicateurs basés sur les prix. Ceux-ci mesurent les écarts dans les prix des titres selon leur origine géographique et permettent de vérifier la loi du prix unique, loi qui doit être validée en cas d'intégration financière complète.

L'objectif de cet article est ainsi d'appréhender la dynamique de l'intégration financière entre les Etats-Unis et la zone euro par le biais d'indicateurs financiers reposant sur les taux d'intérêt et les prix des actifs. Nous étudions le comportement des taux d'intérêt, non seulement à long terme, mais aussi à court terme, tant en termes nominaux qu'en termes réels. Par ailleurs, nous procédons à une étude de la dynamique des marchés boursiers américain et européen par le biais d'une analyse du comportement des prix et des rentabilités boursières, à nouveau en termes nominaux et en termes réels.

Afin d'évaluer l'intégration financière sur la base des taux d'intérêt, nous procédons à l'analyse des écarts à la parité non couverte des taux d'intérêt. A cette fin, nous recourons au calcul de corrélations glissantes ainsi qu'à une analyse de cointégration. Pour ce qui est des marchés boursiers, la même méthodologie est adoptée au niveau économétrique : calcul de corrélations glissantes et tests de cointégration entre les places financières.

Nos résultats montrent que la parité non couverte des taux d'intérêt (PTINC) est vérifiée à long terme pour les taux nominaux (courts et longs). Ce lien entre taux courts nominaux est confirmé en termes réels puisqu'une convergence entre les taux courts réels américain et européen est mise en évidence sur le long terme. En outre, même s'il semble exister une certaine déconnexion entre les taux longs réels à long terme, ceux-ci n'évoluent pas de façon indépendante à court terme.

Pour ce qui est de l'étude des marchés boursiers, notre analyse met en évidence l'existence d'une causalité des Etats-Unis vers la zone euro sur la période précédant le krach boursier de 1987. La crise de 1987 a eu pour conséquence un accroissement du lien entre les marchés boursiers (augmentation de la corrélation) en même temps qu'une disparition de la domination du marché américain sur le marché européen (absence de causalité).

Globalement, nos résultats vont donc dans le sens d'une tendance croissante à l'intégration des marchés entre les Etats-Unis et la zone euro.

RESUME COURT

L'objet de ce papier consiste en l'étude empirique de la dynamique de l'intégration financière entre les Etats-Unis et la zone euro. Nous nous centrons sur les indicateurs basés sur les prix et analysons le comportement de deux types de variables : les taux d'intérêt à court et long termes et les prix des actifs. Nos résultats montrent que la parité non couverte des taux d'intérêt nominaux tend à être validée et que l'interdépendance entre les marchés boursiers est grandissante. Ces résultats vont dans le sens d'une tendance croissante à l'intégration financière entre Etats-Unis et zone euro.

Classement JEL : C22, E43, F36, G15.

Mots Clés : intégration financière, taux d'intérêt, parité non couverte, rentabilités boursières, Etats-Unis, zone euro.

**TAUX D'INTERET ET MARCHES BOURSIERS : UNE ANALYSE EMPIRIQUE
DE L'INTEGRATION FINANCIERE INTERNATIONALE**

Vladimir Borgy^{*}, *Valérie Mignon*^{**}

1. INTRODUCTION

Depuis les années 2000, les marchés financiers ont connu de nombreuses crises. De telles crises ne sont cependant pas nouvelles et l'histoire est marquée par de multiples épisodes d'effondrement des prix des actifs monétaires et financiers. Ce qui semble cependant nouveau est la dimension internationale prise par ces crises, témoignant du fait que les marchés internationaux semblent de plus en plus liés. Notre objectif est ici de vérifier l'existence d'un tel lien entre les Etats-Unis et la zone euro.

Divers éléments peuvent expliquer cette tendance à l'intégration financière : réduction des coûts d'information, amélioration de la technologie des systèmes de trading, développement de nouveaux instruments financiers, allègement des contraintes légales, etc. Ces différents facteurs peuvent exercer un effet stimulateur sur les mouvements internationaux de capitaux. La question essentielle est alors celle de la mesure de l'intégration financière.

De façon générale, on peut classer les indicateurs de l'intégration financière en cinq grandes catégories (Adam et al., 2002 ; Baele et al., 2004). Les indicateurs basés sur les prix mesurent les écarts dans les prix des titres selon leur origine géographique. De telles mesures permettent de vérifier la loi du prix unique, loi qui doit être validée en cas d'intégration financière complète. La deuxième catégorie est constituée des indicateurs basés sur les news qui ont pour objet de distinguer les effets de l'information d'autres frictions ou barrières. L'idée sous-jacente réside dans le fait que, dans un environnement intégré, les portefeuilles doivent être bien diversifiés. En conséquence, les news locales (c'est-à-dire régionales) auront un faible impact sur les prix, tandis que les news communes ou globales (c'est-à-dire internationales) auront un impact plus important. Les indicateurs basés sur les quantités forment une troisième catégorie de mesures et sont principalement utilisés pour analyser le degré d'internationalisation des portefeuilles des investisseurs en quantifiant les effets des frictions auxquelles sont soumises l'offre et la demande des investisseurs. Les deux dernières catégories sont constituées des indicateurs fondés sur les décisions économiques des ménages et des firmes et des indicateurs de différences institutionnelles.

* CEPII. vladimir.borgy@cepii.fr.

** CEPII et EconomiX-CNRS, Université Paris X. valerie.mignon@cepii.fr.

Nous nous centrons ici sur les indicateurs basés sur les prix en étudiant deux catégories de marchés¹ : les marchés monétaires et les marchés boursiers. L'objectif de cet article est ainsi d'appréhender la dynamique de l'intégration financière entre les Etats-Unis et la zone euro par le biais d'indicateurs financiers reposant sur les taux d'intérêt et les prix des actifs.

Même si la plupart des travaux empiriques portent sur l'intégration financière entre les pays au sein même de la zone euro², divers auteurs se sont attachés à l'étude de l'intégration financière entre Etats-Unis et zone euro. Citons notamment les travaux de Borgy et Penot (2005) qui, en se basant sur l'étude des taux d'intérêt réels à long terme, ont mis en évidence une tendance croissante de la corrélation entre les taux longs américains et ceux de la zone euro au cours des trente dernières années. Ils ont montré que l'intégration financière entre les Etats-Unis et la zone euro a augmenté progressivement au cours de la dernière décennie. Chinn et Frankel (2005) se sont quant à eux intéressés à l'influence des taux d'intérêt américains sur les taux européens en ayant recours à la théorie de la cointégration. Ils montrent que l'analyse des taux courts tend à valider la thèse d'une intégration financière croissante entre Etats-Unis et zone euro, alors que les résultats issus de l'analyse des taux à long terme sont plus ambigus. Les travaux de Bekaert et al. (2005) ne confirment pas l'existence d'une tendance à la hausse de l'intégration financière sur les marchés boursiers. Ainsi, en étudiant les comouvements des rentabilités boursières au niveau international (23 pays sur la période 1980-2003), les auteurs ne mettent pas en évidence de tendance à la hausse dans les corrélations, sauf dans le cas des pays européens. De façon générale, si l'on exclut les études portant sur les pays de la zone euro, les travaux concernant la dynamique de l'intégration financière au niveau international ne conduisent pas à des résultats unanimes (voir notamment Longin et Solnik, 1995 ; Karolyi, 2003).

Nous proposons ici de compléter et d'approfondir la littérature empirique relative à la dynamique de l'intégration financière entre Etats-Unis et zone euro. A cette fin, nous adoptons une approche relativement exhaustive du comportement des taux d'intérêt et des prix d'actifs. Concernant les taux d'intérêt, nous étudions leur comportement non seulement à long terme, mais aussi à court terme, tant en termes nominaux qu'en termes réels. Afin d'apprécier la robustesse de nos résultats, plusieurs échéances sont en outre considérées pour les taux : un mois, trois mois, six mois et dix ans. Par ailleurs, les travaux relatifs à l'intégration basés sur l'analyse des marchés boursiers étant peu nombreux (voir *infra*), nous procédons à une étude de la dynamique des places financières américaine et européenne par le biais d'une analyse du comportement des prix et des rentabilités boursières, à nouveau en termes nominaux et en termes réels.

¹ Pour une classification détaillée des divers segments de marché et des indicateurs associés, on pourra consulter Kiehlborn et Mietzner (2005).

² Voir notamment Sontchik (2003), Croci (2004), Kim *et al.* (2004), *European Commission* (2004), BCE (2005) ou encore Chinn et Frankel (2005).

L'article est organisé comme suit. Dans la section 2, nous présentons les principaux indicateurs de l'intégration financière basés sur les taux d'intérêt. La section 3 est relative aux indicateurs basés sur les rentabilités boursières. La section 4 conclut le papier.

2. MESURES DE L'INTEGRATION FINANCIERE A PARTIR DES TAUX D'INTERET

2.1. Présentation des indicateurs

Plusieurs indicateurs sont possibles pour évaluer l'intégration financière à partir des taux d'intérêt. Nous proposons de retenir deux types de mesures : une mesure basée sur les taux nominaux, l'autre reposant sur les taux réels. Le recours à ces deux mesures nous permettra notamment d'apprécier si la convergence des taux nominaux est ou non associée à la convergence des taux d'inflation, le cas échéant.

Un premier indicateur possible consiste à étudier les écarts à la parité non couverte des taux d'intérêt (PTINC) (*ex post*)³. Sous l'hypothèse de neutralité vis-à-vis du risque et de libre circulation des capitaux, la condition d'équilibre sur le marché des changes est donnée par⁴ :

$$ki_{t,k}^{US} = ki_{t,k}^E + \Delta s_{t+k}^e \quad (1)$$

où i^{US} est le taux d'intérêt nominal des Etats-Unis à l'échéance k , i^E est le taux de la zone euro à la même échéance, s est le logarithme du taux de change⁵, l'exposant e désigne une anticipation. Cette condition est appelée parité non couverte des taux d'intérêt. Elle repose sur le mécanisme suivant. Considérons une hausse du taux d'intérêt. Celle-ci engendre une appréciation de la monnaie, due aux arbitrages sur le marché international des capitaux. Ainsi, une meilleure rémunération dans une monnaie entraîne un afflux de capitaux ayant pour conséquence une hausse du prix relatif des actifs dans cette monnaie, c'est-à-dire son taux de change. Si l'on suppose qu'après cette appréciation initiale, les agents s'attendent à ce que le taux de change revienne à son niveau originel, alors, sous l'hypothèse de neutralité vis-à-vis du risque, les achats et ventes de capitaux de la part des agents poussent

³ Pour les tests de la PTINC, on pourra consulter entre autres, Cumby et Obstfeld (1981), McDonald et Taylor (1989) ou encore Flood et Rose (2002). Pour une perspective historique, voir Lothian (2002) et Lothian et Wu (2002).

⁴ Cette équation provient de l'égalité suivante : $(1+i_{t,k}^{US})^k = (1+i_{t,k}^E)^k \frac{s_{t+k}^e}{s_t}$, et de son approximation linéaire : $ki_{t,k}^{US} = ki_{t,k}^E + \Delta s_{t+k}^e$.

⁵ L'utilisation des logarithmes permet d'interpréter les différences comme des pourcentages de variation.

à l'égalisation des rendements anticipés, exprimés dans une même monnaie. Ainsi, selon la PTINC, les rendements s'égalisent une fois exprimés dans la même monnaie.

Le terme $ki_{t,k}^{US} - ki_{t,k}^E - \Delta s_{t+k}^e$ désigne donc l'écart à la PTINC et constitue un indicateur de l'intégration financière. Cette variable étant fonction d'une variable anticipée (la variation attendue de change), on adopte une version opérationnelle de la PTINC en utilisant la variation de change observée comme proxy de la variation anticipée :

$$EPTINC_{t,k} = ki_{t,k}^{US} - ki_{t,k}^E - \Delta s_{t+k} \quad (2)$$

où EPTINC désigne l'écart à la PTINC. L'utilisation d'une telle proxy peut se justifier par le fait que, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, les réalisations ex post sont des prévisions sans biais des variables ex ante (sur ce point, voir notamment Chinn et Frankel, 1994 et Cheung et al., 2003).

Il est également possible de définir un deuxième indicateur, fondé sur les taux d'intérêt réels. Si on adopte une approche à la Fisher, on peut écrire :

$$r_{t,k}^{US} - r_{t,k}^E = k(i_{t,k}^{US} - i_{t,k}^E) - (\pi_{t,k}^{eUS} - \pi_{t,k}^{eE}) = k(i_{t,k}^{US} - i_{t,k}^E) - \Delta s_{t+k}^e \quad (3)$$

où r est le taux d'intérêt réel et π^e le taux d'inflation anticipé. Le différentiel de taux d'intérêt réels est ainsi égal à la différence entre le différentiel de taux nominaux et le différentiel d'inflation. A long terme, si le taux de change réel est stable, la variation anticipée du change nominal reflète nécessairement le différentiel d'inflation. Le membre de droite de l'équation (3) est alors nul et la parité non couverte des taux d'intérêt en termes réels revient à l'égalisation des taux d'intérêt réels.

Tout comme précédemment, il convient de rendre cette mesure opérationnelle. Pour cette raison, nous considérerons dans la partie empirique l'inflation observée comme proxy de l'inflation anticipée. L'étude du différentiel de taux d'intérêt réels nous permettra d'appréhender la convergence des taux d'intérêt réels, phénomène interprété comme une caractéristique essentielle de l'intégration financière (voir notamment Johnson, 1992 ; Goodwin et Grennes, 1993 ; Lothian, 2002 ; Taylor, 2002).

2.2. Les données

Afin de mener une étude exhaustive, nous avons choisi de retenir trois séries de taux d'intérêt à court terme en considérant les échéances de 1 mois, 3 mois et 6 mois. Concernant les taux longs, nous avons retenu les taux sur les obligations d'Etat à 10 ans.

Les séries de taux sont exprimées à la fois en termes nominaux et en termes réels ; les séries réelles étant calculées comme la différence entre le taux nominal et le taux d'inflation⁶.

Toutes les séries sont à fréquence mensuelle et sont extraites de la base de données *Datastream*⁷. La période d'étude s'étend de janvier 1991 à juin 2006 pour les taux à 1 mois, et de janvier 1986 à juin 2006 pour les taux à 3 et 6 mois ainsi que pour les taux longs.

2.3. Analyse graphique

Les graphiques en annexe 1 reproduisent les différentiels de taux d'intérêt nominaux. Concernant les taux courts, on note un profil similaire quelle que soit l'échéance considérée. Ainsi, l'écart le plus important entre les taux américains et ceux de la zone euro se situe au début des années 1990. Le spread est assez faible, stable et positif sur la période 1994-2001, il est faible et négatif les 3 années suivantes et tend à croître à partir de 2004. On peut par ailleurs noter une diminution du spread suite à l'introduction de l'euro, laissant présager une accentuation de l'intégration financière à cette période. Concernant à présent les taux longs, on peut également remarquer une diminution du spread suite à l'introduction de l'euro, suivie d'une tendance à l'augmentation à compter de 2002. Ces résultats sont globalement confirmés en termes réels, ainsi qu'on peut le constater au regard des graphiques figurant dans l'annexe 2. On notera cependant qu'en ce qui concerne les taux longs en termes réels, le spread semble relativement stable en fin de période.

Afin de compléter ces éléments descriptifs, nous procédons à des calculs de corrélations glissantes (sur 4 ans) entre les variations des taux d'intérêt des Etats-Unis et ceux de la zone euro⁸. Les figures 1 et 2 ci-dessous reportent les résultats obtenus pour les taux courts en termes nominaux (figure 1) et en termes réels (figure 2).

⁶ Le taux d'inflation est défini comme le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation. Notons que nous avons également calculé les taux d'intérêt réels sur la base d'un taux d'inflation mensuel. Les résultats étant similaires, seuls ceux basés sur le premier type de calcul sont reportés.

⁷ Concernant les séries de taux courts, les taux allemands ont été retenus avant janvier 1999 (taux FIBOR). Pour ce qui est des taux longs, il s'agit des séries de taux sur les obligations d'Etat à 10 ans, tant pour les Etats-Unis que pour la zone euro (pour cette dernière, le taux long allemand a également été retenu avant l'introduction de l'euro).

⁸ Les corrélations sont calculées sur la base des variations des taux et non sur les taux en niveau, dans la mesure où ces derniers sont non stationnaires (voir *infra*).

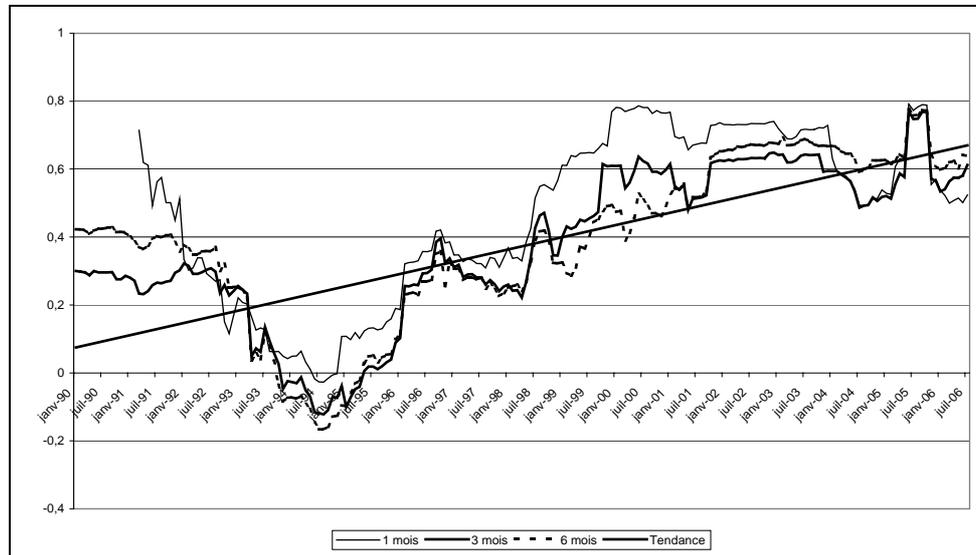


Figure 1. Corrélations glissantes (sur 4 ans), taux nominaux à court terme.

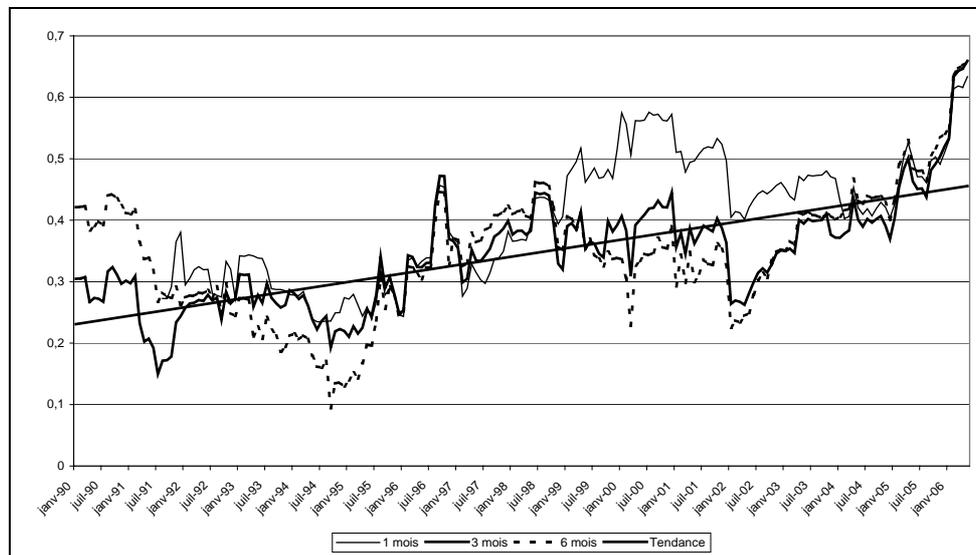


Figure 2. Corrélations glissantes (sur 4 ans), taux réels à court terme.

On constate que l'évolution des corrélations est relativement proche que l'on raisonne en termes nominaux ou en termes réels. Globalement, il ressort une tendance croissante sur l'ensemble de la période, témoignant du fait que les taux d'intérêt des Etats-Unis et de la zone euro semblent de plus en plus liés. On observe en outre un accroissement de la corrélation durant la période précédant l'introduction de l'euro, suivi d'une relative stabilité

que l'on peut logiquement interpréter comme une montée en puissance de la zone euro face aux Etats-Unis. On note également un retour sur une tendance croissante de la corrélation en termes réels à partir de 2002. La dynamique des taux d'intérêt à court terme semble donc indiquer une augmentation de l'intégration financière entre Etats-Unis et zone euro.

La dynamique des taux d'intérêt à long terme témoigne également d'une hausse des corrélations suite à l'introduction de l'euro. La figure 3, représentant l'évolution des corrélations entre les variations des taux d'intérêt réels, met ainsi globalement en évidence une tendance croissante des corrélations sur l'ensemble de la période, avec une nette augmentation à partir de janvier 1999⁹.

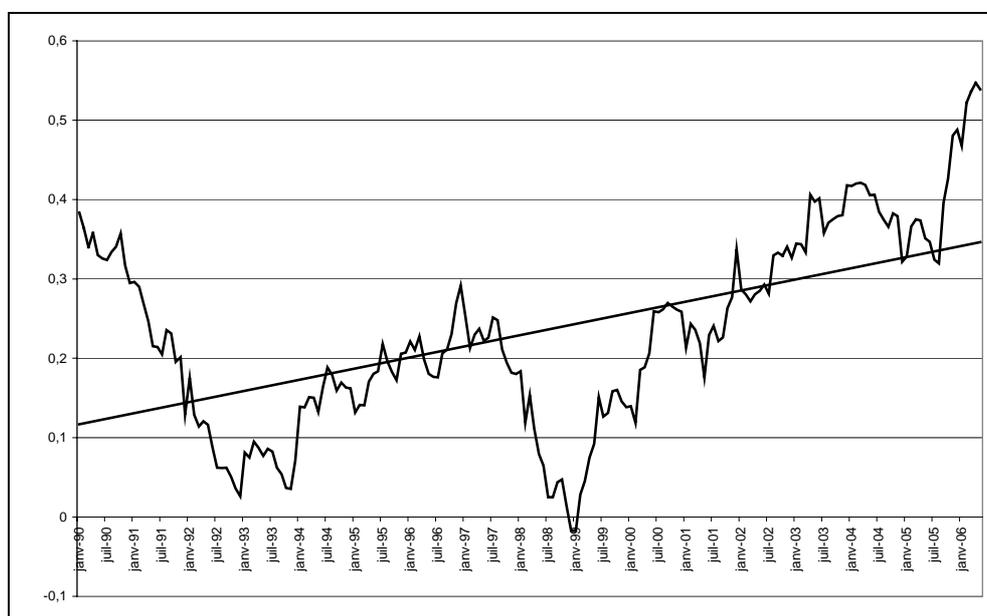


Figure 3. Corrélations glissantes (sur 4 ans), taux réels à long terme.

Globalement, cette étude préliminaire semble conforter l'idée d'une intégration financière croissante entre les Etats-Unis et la zone euro, particulièrement visible sur la base des taux longs et des taux courts nominaux.

2.4. Parité non couverte des taux d'intérêt (PTINC)

Afin de prolonger l'analyse descriptive précédente et d'étudier la convergence entre les taux d'intérêt, nous calculons l'indicateur basé sur l'écart à la PTINC, défini comme l'écart entre le différentiel de taux nominaux et la variation de change. Les graphiques figurant en

⁹ Tel est également le cas pour les taux d'intérêt nominaux (figure non reportée) pour lesquels les corrélations exhibent très nettement une tendance croissante suite à l'introduction de l'euro.

annexe 3 reproduisent l'évolution de cette variable pour les 4 séries de taux nominaux considérées. Pour les séries de taux courts, la variable évolue de façon très similaire. On distingue 3 grandes périodes : tendance croissante jusqu'à la fin des années 1990, puis tendance décroissante à partir de l'introduction de l'euro et, à nouveau, tendance croissante à partir de 2004. On notera cependant que l'ampleur de l'écart est relativement faible en fin de période. Concernant les taux longs, le profil est très proche de celui des taux courts, même s'il semble globalement plus stable.

Il est cependant difficile de tirer des conclusions sur la base de ces graphiques. C'est pourquoi nous proposons à présent une étude plus économétrique de l'écart à la PTINC, noté EPTINC. Afin de vérifier si la PTINC est valide, nous procédons tout d'abord à l'étude de la stationnarité de EPTINC. L'idée sous-jacente est simple : même si la PTINC n'est pas vérifiée à court terme, la stationnarité de EPTINC est une condition nécessaire pour qu'elle soit valide à long terme¹⁰. En effet, on sait qu'une série stationnaire revient à sa valeur d'équilibre de long terme suite à un choc. En d'autres termes, l'impact d'un choc est transitoire, ce qui est en faveur de l'intégration financière. En revanche, si EPTINC est non stationnaire, les conséquences d'un choc sont permanentes et il n'existe pas de phénomène de retour à l'équilibre. Dans ces conditions, la PTINC n'est pas vérifiée.

Afin de tester le caractère stationnaire ou non de EPTINC, nous appliquons trois tests de racine unitaire : les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) reposant sur l'hypothèse nulle de racine unitaire (non stationnarité) et le test KPSS basé sur l'hypothèse nulle d'absence de racine unitaire (stationnarité). Les résultats obtenus figurent dans le tableau 1.

Tableau 1. Tests de racine unitaire sur EPTINC

	ADF	PP	KPSS
EPTINC 1 mois	-1.63	-7.96	0.39
EPTINC 3 mois	-4.75	-10.72	0.15
EPTINC 6 mois	-4.80	-10.78	0.15
EPTINC 10 ans	-12.57	-12.91	0.21

Le modèle retenu est un modèle sans constante, ni tendance pour ADF et PP. Valeurs critiques : -1.62 à 10%, -1.95 à 5% et -2.58 à 1%. Pour le test KPSS, les valeurs critiques sont : 0.347 à 10%, 0.463 à 5% et 0.739 à 1%.

Ces résultats montrent que, quel que soit le test, la série EPTINC est stationnaire au seuil statistique conventionnel de 5%. Les tests ADF et PP conduisent en effet systématiquement au rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire au seuil de 5% (à 10% pour EPTINC à 1

¹⁰

Il est à noter qu'il s'agit d'une condition nécessaire, mais non suffisante, dans la mesure où il faudrait en outre que EPTINC soit nul.

mois selon ADF) et le test KPSS ne permet jamais de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de racine unitaire.

Il ressort de l'application des tests de racine unitaire que les séries de différentiels de taux non couverts sont stationnaires. En d'autres termes, les chocs sur la PTINC ont des conséquences transitoires, témoignant d'un retour à l'équilibre des taux d'intérêt nominaux. Les écarts à la PTINC sont donc transitoires, ce qui tend à confirmer la validité de cette condition à long terme.

Il est possible de poursuivre l'étude de la PTINC en s'interrogeant, à l'instar de Cheung et al. (2003), sur le caractère prévisible des différentiels de taux non couverts. Une façon simple de procéder est de régresser EPTINC sur ses valeurs passées et de tester la significativité des coefficients associés aux valeurs retardées. Si la PTINC est valide à tout moment (c'est-à-dire instantanément), le différentiel de taux d'intérêt non couvert est aléatoire et ne peut donc être prévu sur la base d'une quelconque information disponible. En particulier, il ne peut être prévu à partir de ses valeurs passées. Ainsi, dans la régression suivante (où ε désigne un bruit blanc) :

$$EPTINC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i EPTINC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

si les coefficients α_i , $i = 1, \dots, p$, sont significativement différents de zéro, cela va à l'encontre de la vérification de la PTINC instantanée. Les résultats obtenus figurent dans le tableau 2.

Tableau 2. Etude de la prévisibilité de EPTINC

	1 mois	3 mois	6 mois	10 ans
α_0	0.02 (0.09)	0.03 (0.14)	0.04 (0.19)	0.20 (0.47)
α_1	0.31 (4.20)*	0.28 (4.41)*	0.29 (4.46)*	0.24 (3.72)*
α_2	0.07 (0.91)	0.09 (1.35)	0.09 (1.29)	0.03 (0.54)
α_3	0.12 (1.59)	0.14 (2.02)*	0.14 (2.07)*	0.09 (1.43)
α_4	-0.01 (-0.19)	-0.02 (-0.27)	-0.02 (-0.27)	-0.07 (-1.01)
α_5	0.10 (1.39)	0.13 (1.85)	0.12 (1.82)	0.10 (1.53)
α_6	0.004 (0.06)	-0.02 (-0.37)	-0.03 (-0.42)	-0.07 (-1.07)
α_7	0.04 (0.58)	0.09 (1.48)	0.09 (1.44)	0.07 (1.14)
α_8	0.23 (3.24)*	0.14 (2.18)*	0.13 (2.15)*	0.13 (2.01)*
R^2	0.45	0.38	0.37	0.12

* : coefficient significativement différent de zéro au seuil statistique de 5%. Entre parenthèses : t de Student.

Ces résultats montrent que la PTINC instantanée a tendance à être mise à mal. En effet, pour toutes les séries de taux, on note que le premier retard est toujours significatif, témoignant d'une dépendance de court terme au sein de EPTINC, de même que les 3^e (sauf

pour les taux à 1 mois et à 10 ans) et 8° retards. On peut cependant noter que la PTINC instantanée est plus invalidée dans le cas des taux courts que des taux longs, ce qui peut être également observé au travers des valeurs prises par le coefficient de détermination R^2 . Ce dernier est en effet 3 à 4 fois plus faible pour la régression relative aux taux longs que pour les régressions concernant les taux courts.

Afin de vérifier et d'approfondir ces résultats, nous proposons de recourir à une étude de cointégration entre les taux d'intérêt nominaux de la zone euro et des Etats-Unis. Une telle analyse permettra en outre d'étudier la causalité entre les séries. De façon heuristique, rappelons que deux séries sont cointégrées si elles sont toutes deux non stationnaires et s'il est possible de trouver une combinaison linéaire stationnaire de ces deux variables. L'idée sous-jacente est que des séries cointégrées peuvent évoluer de façon disjointe à court terme, mais qu'il existe des forces de rappel qui font que les séries évoluent ensemble à long terme. En d'autres termes, si les séries sont cointégrées, cela signifie qu'il existe une relation de long terme (ou relation de cointégration) assimilable à une relation d'équilibre. Par ailleurs, si les séries de taux sont cointégrées, il est possible d'estimer un modèle à correction d'erreur (VECM) afin d'évaluer la vitesse de l'ajustement des taux d'intérêt vers leur valeur d'équilibre de long terme. Un tel modèle peut s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} \Delta i_t^{US} = \alpha_1 + \phi_1 (i_{t-1}^{US} - i_{t-1}^E - \Delta s_t) + \sum \beta_{1j} \Delta i_{t-j-1}^{US} + \sum \gamma_{1j} \Delta i_{t-j-1}^E + e_{1t} \\ \Delta i_t^E = \alpha_2 + \phi_2 (i_{t-1}^{US} - i_{t-1}^E - \Delta s_t) + \sum \beta_{2j} \Delta i_{t-j-1}^{US} + \sum \gamma_{2j} \Delta i_{t-j-1}^E + e_{2t} \end{cases} \quad (5) \quad (6)$$

où e_1 et e_2 sont deux termes d'erreur non corrélés entre eux, les coefficients ϕ_i ($i = 1, 2$) représentant les forces de rappel vers la valeur de long terme. Le terme entre parenthèses est le résidu de la relation de long terme entre les deux taux d'intérêt nominaux. On notera que l'on a ici imposé une relation de long terme unitaire entre les deux taux, conformément à la théorie¹¹. Si le coefficient de la force de rappel dans l'équation (6) est significatif et négatif, alors il existe bien un phénomène de retour vers la cible de long terme du taux européen.

Notons que l'existence d'une relation de cointégration entre les deux séries de taux nécessite que celles-ci soient non stationnaires et intégrées du même ordre. Les résultats des tests de racine unitaire (non reportés ici) ont montré qu'une telle condition est bien remplie, puisque toutes les séries de taux nominaux sont intégrées d'ordre 1. Les résultats issus de l'estimation du VECM sont reportés dans le tableau 3 de l'annexe 4.

De façon générale, l'estimation des VECM sur les taux courts conduit à des résultats similaires que l'on peut synthétiser comme suit. En premier lieu, le coefficient associé au

¹¹ En effet, selon la parité non couverte des taux d'intérêt (équation (1)), le différentiel de taux nominaux est égal à la variation anticipée de change. Nous avons donc imposé une élasticité de long terme unitaire entre le taux américain et celui de la zone euro.

résidu de la relation de long terme est bien négatif et significativement différent de zéro dans l'équation relative au taux européen. Il existe donc une force de rappel vers la cible de long terme, c'est-à-dire un phénomène de retour à l'équilibre de la part du taux européen : ce dernier évolue de sorte à combler l'écart par rapport au taux américain. Le coefficient est compris entre -0.013 (taux à 1 mois) et -0.019 (taux à 3 et 6 mois), ce qui signifie qu'entre 15 et 23 % de l'écart à l'équilibre est comblé chaque année (correspondant respectivement à des demi-vies de l'ordre de 3 et 4,5 ans). La vitesse de retour à l'équilibre est ainsi plus rapide pour les taux à 3 et 6 mois que pour les taux à 1 mois. En ce qui concerne l'interprétation des coefficients de la dynamique de court terme (variables en variation), on notera essentiellement que les taux euro sont fonction de leurs valeurs passées et qu'ils ne dépendent pas des taux américains, ce que nous avons vérifié par l'application de tests d'exogénéité et de causalité au sens de Granger (voir les trois dernières lignes du tableau 3 en annexe 4). Une exception concerne le taux à 1 mois où l'on note que la variation du taux américain est fonction de la valeur retardée de deux périodes du taux euro.

Concernant à présent les taux longs, l'estimation du VECM montre que le coefficient de la force de rappel est à nouveau significativement différent de zéro et négatif dans l'équation relative au taux européen. La vitesse de retour à l'équilibre est en outre plus rapide que pour les taux courts, dans la mesure où la demi-vie est de l'ordre de 2,5 ans. Concernant la dynamique de court terme, il ressort que la variation du taux long européen dépend de sa propre valeur retardée d'un mois, alors que la variation du taux long américain dépend de ses valeurs passées, mais aussi de la valeur retardée d'une période du taux européen. Le test de causalité confirme ceci en mettant en évidence l'existence d'une causalité du taux long européen vers le taux long américain.

Globalement, ces divers résultats confirment ceux issus de l'étude directe de l'écart à la PTINC. Ils corroborent l'hypothèse d'intégration financière entre les Etats-Unis et la zone euro, en mettant en évidence que la PTINC est vérifiée à long terme.

2.5. Dynamique des taux d'intérêt réels

Concernant les taux d'intérêt réels, plusieurs méthodes sont possibles afin d'appréhender la convergence des taux (voir notamment von Furstenberg, 1998). Le moyen le plus direct, fréquemment utilisé, consiste à régresser le taux réel européen sur une constante et sur le taux réel américain et à effectuer un test de significativité de la constante ainsi qu'un test de l'égalité à un du coefficient associé au taux américain. Une telle technique n'est cependant valide que si les séries de taux d'intérêt réels sont stationnaires (ou non stationnaires, mais cointégrées), puisque l'on sait que l'inférence classique n'est pas valable sur séries non stationnaires. Nous avons donc commencé par appliquer les tests de racine unitaire aux séries de taux d'intérêt réels à court terme et à long terme. Les résultats obtenus (non reportés ici) montrent que toutes les séries de taux courts sont non stationnaires et intégrées d'ordre 1. Concernant les taux longs, la série américaine est stationnaire, alors que le taux long européen est intégré d'ordre 1. Cette différence entre valeurs nominales et valeurs réelles obtenue sur les taux longs peut s'expliquer par l'impact de l'inflation américaine, au sens où la non stationnarité du taux nominal pourrait en fait refléter une non stationnarité

du taux d'inflation¹². Une interprétation possible de cette différence consisterait à voir les marchés financiers comme intégrés, alors que les marchés des biens ne le seraient pas au sens où la stabilité du taux de change réel n'est pas vérifiée.

Dotés de ces premiers résultats, nous procédons à l'estimation d'un VECM sur les séries de taux d'intérêt réels à court terme, en imposant à nouveau une relation de cointégration unitaire entre les deux séries de taux :

$$\begin{cases} \Delta r_t^{US} = \alpha_1 + \phi_1 (r_{t-1}^{US} - r_{t-1}^E) + \sum \beta_{1j} \Delta r_{t-j-1}^{US} + \sum \gamma_{1j} \Delta r_{t-j-1}^E + e_{1t} & (7) \end{cases}$$

$$\begin{cases} \Delta r_t^E = \alpha_2 + \phi_2 (r_{t-1}^{US} - r_{t-1}^E) + \sum \beta_{2j} \Delta r_{t-j-1}^{US} + \sum \gamma_{2j} \Delta r_{t-j-1}^E + e_{2t} & (8) \end{cases}$$

où, comme précédemment, e_1 et e_2 sont deux termes d'erreur non corrélés entre eux et r désigne le taux d'intérêt réel. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau 4 (annexe 4). On constate que, dans l'équation relative aux taux de la zone euro, le coefficient de la force de rappel est significativement différent de zéro et négatif. Le taux euro évolue de sorte à combler l'écart avec le taux américain à long terme, ce qui illustre le phénomène de convergence des taux d'intérêt réels de court terme. Par ailleurs, on note que le coefficient de la force de rappel est compris entre 0.02 (taux à 1 mois) et 0.026 (taux à 6 mois) : entre 24 et 31% de l'écart est comblé tous les ans, ce qui correspond à des demi-vies de l'ordre de 2 ans et 9 mois (taux à 1 mois) et de 2 ans et 1 mois (taux à 3 et 6 mois). Ces résultats confirment globalement ceux obtenus sur les taux nominaux, la vitesse d'ajustement vers la cible de long terme étant plus rapide dans le cas des taux réels. Concernant la dynamique de court terme, les variations du taux à 1 mois sont fonction de leurs valeurs retardées domestiques (pas d'interdépendance entre les deux séries de taux à court terme), alors que l'on peut remarquer une certaine influence des taux euro sur les taux américains à 3 et 6 mois. Ces résultats sont confirmés par les tests de causalité présentés dans le tableau 4 de l'annexe 4.

Pour ce qui est des taux à long terme, nous n'avons pas procédé à l'estimation d'un VECM dans la mesure où les deux séries ne sont pas intégrées du même ordre : la série américaine étant intégrée d'ordre 1 et la série européenne d'ordre 0, il ne peut y avoir de relation de cointégration. Afin d'étudier les relations entre les deux séries, nous estimons un modèle VAR. Les résultats sont reproduits dans le tableau 4 en annexe 4 (voir les 2 dernières colonnes). Comme sur données nominales, on note une influence à court terme des variations du taux européen sur celles du taux américain : la variation du taux américain est fonction de ses propres valeurs passées, mais aussi et surtout de la valeur retardée d'une période du taux européen. Ces résultats sont à nouveau confirmés par les tests de causalité mettant en évidence une causalité du taux européen vers le taux américain.

¹² Notons que nous avons testé une telle hypothèse par l'application de tests usuels de racine unitaire. Ceux-ci montrent que l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée pour les deux séries de taux d'inflation.

Globalement, les résultats issus de cette analyse des taux d'intérêt peuvent être synthétisés comme suit. En premier lieu, l'étude sur les taux nominaux montre que la PTINC est vérifiée à long terme pour les taux courts et les taux longs. Ce lien entre taux courts nominaux est confirmé en termes réels puisque nous avons mis en évidence une convergence entre les taux courts réels américain et européen sur le long terme. En deuxième lieu, même s'il semble exister une certaine déconnexion entre les taux longs réels à long terme, ceux-ci n'évoluent pas de façon indépendante à court terme. Tous ces résultats vont donc dans le sens d'une intégration financière entre les Etats-Unis et la zone euro et tendent à confirmer les résultats obtenus par Chinn et Frankel (2005). Examinons à présent si de tels résultats peuvent également être mis en évidence à partir des marchés boursiers.

3. MESURES DE L'INTEGRATION FINANCIERE BASEES SUR LES RENTABILITES BOURSIERES

Il convient tout d'abord de noter que les études visant à appréhender la dynamique de l'intégration financière au travers des marchés boursiers sont nettement moins nombreuses que celles basées sur les taux d'intérêt. On peut cependant citer les travaux de Taylor et Tonks (1989), Le (1991), Dungey et Martin (1998), Ayuso et Blanco (1999) ou encore Karolyi (2003). De façon générale, et ainsi que nous l'avons précédemment mentionné, ces travaux ne conduisent pas à des résultats unanimes concernant l'existence d'une dynamique à la hausse de l'intégration financière. Ils tendent simplement à montrer la présence de liens de plus en plus forts entre les marchés financiers internationaux (voir notamment O'Rourke, 2002 pour un historique de la globalisation, ainsi que Obstfeld et Taylor, 2002).

Afin d'évaluer les liens entre les marchés boursiers des Etats-Unis et de la zone euro, nous proposons à nouveau une étude en termes nominaux et en termes réels. Concernant les données, nous avons retenu l'indice boursier Euro Stoxx pour la zone euro et l'indice Dow Jones Industriel pour les Etats-Unis¹³. Comme précédemment, les séries sont à fréquence mensuelle et sont extraites de la base de données *Datastream*. La période d'étude s'étend de janvier 1966 à juin 2006. Les séries de rentabilités sont définies comme les variations logarithmiques des cours d'un mois sur l'autre. Les indices réels sont obtenus de façon usuelle, c'est-à-dire en déflatant les indices boursiers par l'indice des prix à la consommation.

3.1. Analyse descriptive

Afin d'avoir une première idée sur les liens entre le marché boursier américain et celui de la zone euro, nous procédons au calcul de corrélations entre les rentabilités des indices Dow Jones Industriel et Euro Stoxx. Ces corrélations sont calculées sur les rentabilités en termes nominaux et en termes réels, ainsi que sur trois périodes : la période complète, la sous-

¹³ Nous avons également procédé à la même étude en retenant l'indice Dow Jones Composite pour les Etats-Unis. Les résultats obtenus étant identiques, nous reportons ceux obtenus avec le Dow Jones Industriel.

période précédant le krach boursier de 1987 et la période post-krach allant de janvier 1988 à juin 2006. Les résultats figurent dans le tableau 5.

Tableau 5. Corrélations entre les rentabilités des indices Dow Jones Industriel et Euro Stoxx

	1966.01-2006.06	1966.01-1987.09	1988.01-2006.06
Renta. nominales	0.5096	0.2848	0.6867
Renta. réelles	0.4869	0.2844	0.6867

Ces calculs font ressortir une très nette augmentation de la corrélation, tant en termes nominaux que réels, suite au krach boursier de 1987. La corrélation est en effet près de 2,5 fois plus élevée sur la deuxième sous-période, témoignant d'un lien plus important entre les places boursières. Un tel constat va dans le sens d'un degré d'intégration financière croissant entre Etats-Unis et zone euro¹⁴. Dans une perspective plus dynamique, les figures 4 et 5 reportent les corrélations glissantes sur 4 ans entre les rentabilités des indices Dow Jones et Euro Stoxx, respectivement en termes nominaux et en termes réels.

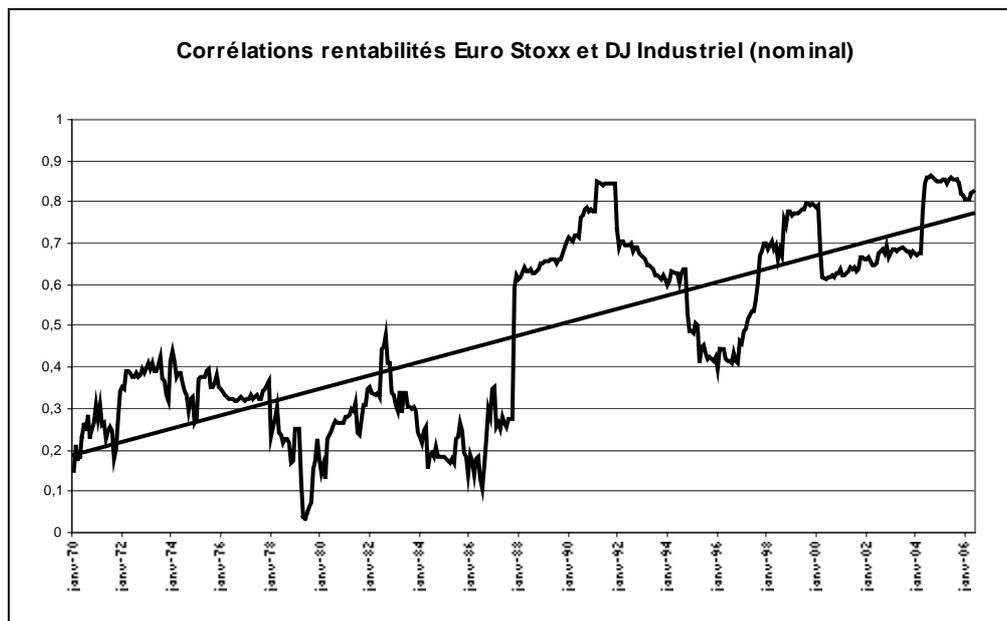


Figure 4. Corrélations glissantes (sur 4 ans), rentabilités nominales.

¹⁴ Notons cependant que l'augmentation de la corrélation n'est ni une condition nécessaire, ni une condition suffisante pour une intégration financière plus forte. Sur ce point, on pourra consulter Adler et Dumas (1983). Le calcul de corrélations par sous-périodes nous semble néanmoins intéressant au sens où il nous permet d'apprécier la dynamique et l'évolution des liens entre les deux places financières sur la période étudiée.

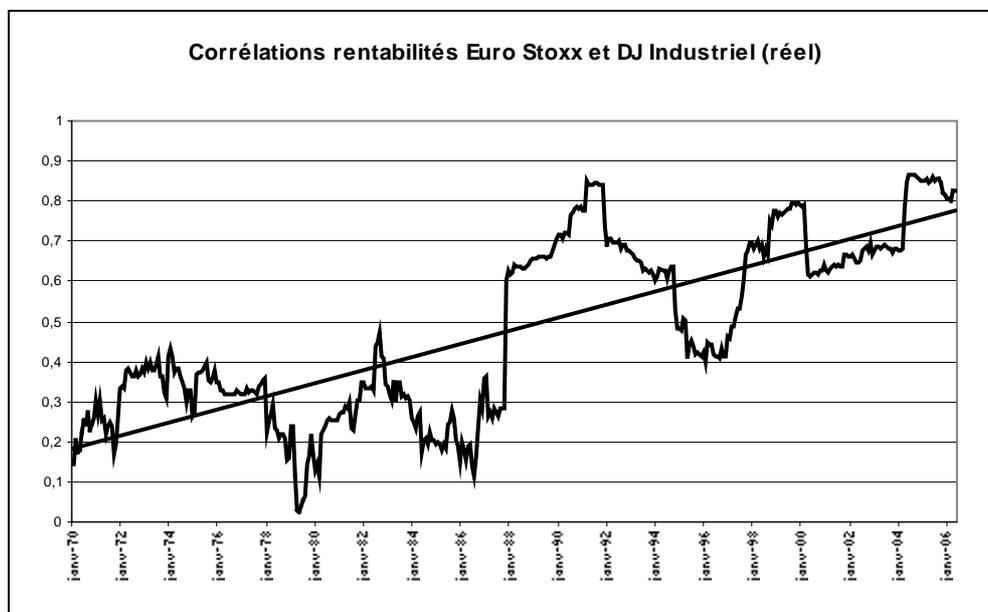


Figure 5. Corrélations glissantes (sur 4 ans), rendabilités réelles.

En premier lieu, tout comme pour les taux d'intérêt, on constate que l'évolution des corrélations est très proche que l'on raisonne en termes nominaux ou en termes réels. En deuxième lieu, les corrélations exhibent une tendance croissante sur l'ensemble de la période, illustrant le fait que les marchés semblent de plus en plus interdépendants. Une étude plus poussée des graphiques fait clairement ressortir l'existence de deux périodes distinctes : la période pré-krach de 1987 où les corrélations semblent suivre une tendance relativement stable et la période post-krach de 1987 où elles exhibent une tendance très nette à la hausse. Le krach boursier de 1987 semble donc avoir très nettement accru l'intégration entre les deux marchés boursiers. On peut en outre remarquer que les corrélations atteignent des valeurs très élevées sur la deuxième sous-période, notamment lors du lancement de l'euro en janvier 1999. On peut penser que l'introduction de la monnaie unique a accru la puissance de la place européenne, tendant ainsi à rattraper celle des Etats-Unis. Nous vérifierons par la suite ce constat lors de la mise en œuvre des tests de causalité. La dynamique des corrélations des rendabilités boursières va donc globalement dans le sens d'un lien plus marqué entre les marchés boursiers.

3.2. Etude des rendabilités nominales

Nous cherchons à tester l'existence d'une relation de long terme entre les deux marchés boursiers par le biais d'une étude de cointégration. L'application préliminaire des tests de racine unitaire sur les indices boursiers (en logarithmes) a montré que les deux séries étaient intégrées d'ordre 1. Elles sont donc non stationnaires et intégrées du même ordre, ce

qui rend possible l'étude de la cointégration. L'application des tests d'absence de cointégration de Engle-Granger et de Johansen conduit aux résultats figurant dans le tableau 6.

Tableau 6. Tests d'absence de cointégration sur les indices boursiers (en logarithmes)

	Engle-Granger	Johansen	
	ADF	Trace	VP max
Statistique	-3.47	15.07 (0.05)	14.86 (0.04)

Trace et VP max correspondent respectivement au test du rang de cointégration de la trace et de la valeur propre maximale de Johansen. Les valeurs entre parenthèses sont les p-values.

Ces résultats montrent que les séries des indices boursiers sont cointégrées, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration étant rejetée quel que soit le test. Les deux séries suivent ainsi une tendance commune à long terme. Il est par conséquent possible d'estimer un VECM, les résultats obtenus figurent dans le tableau 7. On constate que le coefficient associé au terme résiduel de la relation de cointégration est significatif et négatif dans le cas des rentabilités de l'Euro Stoxx, illustrant l'existence d'une force de rappel vers le marché américain. Concernant la dynamique de court terme, il apparaît que les rentabilités retardées d'une période du Dow Jones influencent les rentabilités de l'Euro Stoxx. Ces résultats vont dans le sens de l'existence d'un lien entre les deux marchés boursiers, avec une influence des Etats-Unis vers la zone euro. La mise en œuvre du test de causalité au sens de Granger confirme ce résultat (tableau 7) montrant que l'hypothèse nulle selon laquelle les rentabilités américaines ne causent pas les rentabilités de la zone euro est rejetée. En revanche, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de causalité de la zone euro vers les Etats-Unis.

Tableau 7. Estimation VECM sur les rentabilités boursières nominales

	RDJI	REUROSTOXX
z(-1)	0.0128 (1.22)	-0.0235 (-1.95)
RDJI(-1)	0.0015 (0.03)	0.1970 (3.23)
REUROSTOXX (-1)	0.0180 (0.39)	-0.0191 (-0.36)
Constante	0.0049 (2.48)	0.0040 (1.78)
R ²	0.0038	0.0338
<i>Test de causalité au sens de Granger (p-value)</i>		
RDJI ne cause pas REUROSTOXX		0.0012
REUROSTOXX ne cause pas RDJI		0.6930

Entre parenthèses : t de Student. z(-1) est le résidu de la relation de cointégration entre les deux indices retardé d'une période. RDJI : rentabilités nominales de l'indice Dow Jones. REUROSTOXX : rentabilités nominales de l'indice Euro Stoxx.

Ayant précédemment mis en évidence l'existence de deux périodes distinctes, nous proposons de récapituler les principaux résultats obtenus sur les sous-périodes : la période précédant le krach boursier d'octobre 1987 et la période post-krach (débutant en 1988.01). L'application des tests de cointégration fait ressortir l'absence de relation de long terme entre les indices boursiers Dow Jones et Euro Stoxx sur la deuxième sous-période. En d'autres termes, il n'existe pas de force de rappel du marché européen vers le marché américain. On peut donc penser que l'influence des Etats-Unis tend à se réduire à la suite du krach de 1987. Les marchés sont plus fortement corrélés, mais il n'y a plus de réelle domination d'un marché sur l'autre. Afin d'appréhender empiriquement cette hypothèse, nous procédons à une application des tests de causalité au sens de Granger pour divers horizons (tableau 8).

Tableau 8. Tests de causalité au sens de Granger (p-values)

Horizon (mois)	1	2	3	4	6	12
Période complète - 1966.01-2006.06						
RDJI→STOXX	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.46
STOXX→RDJI	0.69	0.68	0.61	0.78	0.86	0.28
Première sous-période – 1966.01 1987.09						
RDJI→STOXX	0.00	0.00	0.01	0.03	0.08	0.45
STOXX→RDJI	0.90	0.30	0.62	0.74	0.76	0.35
Deuxième sous-période – 1988.01 2006.06						
RDJI→STOXX	0.50	0.53	0.64	0.66	0.73	0.47
STOXX→RDJI	0.27	0.37	0.46	0.67	0.90	0.33

RDJI→STOXX : les rentabilités du Dow Jones ne causent pas les rentabilités de l'Euro Stoxx au sens de Granger.
 STOXX→RDJI : les rentabilités de l'Euro Stoxx ne causent pas les rentabilités du Dow Jones au sens de Granger.

Les résultats figurant dans le tableau 8 illustrent parfaitement l'hypothèse que nous avons précédemment formulée. On constate en effet l'existence d'une causalité des Etats-Unis vers la zone euro sur la période complète (pour tous les horizons, sauf à 12 mois). La présence d'une telle causalité est due à la première sous-période où l'hypothèse nulle d'absence de causalité des Etats-Unis vers la zone euro est systématiquement rejetée (sauf pour un horizon de 12 mois). Au contraire, sur la période post-krach de 1987, la causalité disparaît, témoignant du fait qu'il n'y a plus de « domination » du marché américain sur le marché européen. Du fait de l'existence d'une relation de cointégration sur l'ensemble de la période, couplée à la croissance des corrélations entre les deux séries de rentabilités boursières, notre étude va dans le sens d'une interdépendance croissante des deux marchés et donc d'une tendance à l'intégration, sans domination d'un marché sur l'autre.

3.3. Etude des rentabilités réelles

Nous menons la même étude sur données réelles afin d'étudier l'impact de la prise en compte de l'inflation sur nos résultats. Tout comme les séries nominales, les indices boursiers (en logarithmes) en termes réels sont intégrés d'ordre 1. Afin de mettre en évidence l'existence d'une relation de long terme entre les deux séries d'indices boursiers,

nous procédons à l'application des tests d'absence de cointégration. Les résultats figurant dans le tableau 9 vont à l'encontre de ceux obtenus sur séries nominales puisque l'hypothèse nulle d'absence de cointégration n'est rejetée par aucun des tests. Il n'existe donc pas de relation de long terme entre le Dow Jones et l'Euro Stoxx exprimés en termes réels. On peut penser que la relation de long terme précédemment mise en évidence sur les séries nominales est essentiellement le fait d'une dynamique commune de l'inflation aux Etats-Unis et dans la zone euro¹⁵.

**Tableau 9. Tests d'absence de cointégration sur les indices boursiers réels
(en logarithmes)**

	Engle-Granger	Johansen	
	ADF	Trace	VP max
Statistique	-1.87	6.93 (0.58)	6.80 (0.51)

Trace et VP max correspondent respectivement au test du rang de cointégration de la trace et de la valeur propre maximale de Johansen. Les valeurs entre parenthèses sont les p-values.

Nous estimons un modèle VAR sur les séries réelles de rentabilités boursières afin d'appréhender les interdépendances éventuelles à court terme entre les marchés américain et européen. Les résultats reportés dans le tableau 10 montrent que les rentabilités de l'Euro Stoxx sont fonction des rentabilités du Dow Jones retardées d'une période. Il existe donc une influence du marché des Etats-Unis sur la zone euro, ce qui est cohérent avec les résultats mis en évidence sur données nominales. On note en outre qu'il n'existe pas d'influence des rentabilités européennes sur les rentabilités américaines. Ces résultats sont confirmés par les tests de causalité au sens de Granger (tableau 10) montrant que l'hypothèse nulle d'absence de causalité des Etats-Unis vers la zone euro est rejetée.

Tableau 10. Estimation VAR sur les rentabilités boursières réelles

	RDJI	REUROSTOXX
RDJI(-1)	-0.0042 (-0.08)	0.2086 (3.41)
REUROSTOXX (-1)	0.0278 (0.61)	-0.0298 (-0.57)
Constante	0.0040 (2.05)	0.0007 (0.32)
R ²	0.0009	0.0273
<i>Test de causalité au sens de Granger (p-value)</i>		
RDJI ne cause pas REUROSTOXX		0.0006
REUROSTOXX ne cause pas RDJI		0.5382

Entre parenthèses : t de Student. z(-1) est le résidu de la relation de cointégration entre les deux indices retardé d'une période. RDJI : rentabilités réelles de l'indice Dow Jones. REUROSTOXX : rentabilités réelles de l'indice Euro Stoxx.

¹⁵ Afin d'appréhender cette hypothèse, nous avons procédé à l'application de tests d'absence de cointégration. Le test de la trace de Johansen conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration, suggérant bien l'existence d'une dynamique commune entre les deux séries d'inflation sur l'ensemble de la période étudiée.

L'étude par sous-périodes met à nouveau en avant l'absence de cointégration entre les indices boursiers en termes réels sur la période post-krach de 1987. Tout comme sur données nominales, les marchés sont plus fortement corrélés, mais l'influence du marché américain sur le marché européen est largement réduite. Le tableau 11 reporte les résultats des tests de causalité au sens de Granger entre les deux séries de rentabilités réelles pour divers horizons.

Tableau 11. Tests de causalité au sens de Granger (p-values)

Horizon (mois)	1	2	3	4	6	12
Période complète - 1966.01-2006.06						
RDJI→STOXX	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.47
STOXX→RDJI	0.54	0.63	0.57	0.76	0.80	0.26
Première sous-période – 1966.01 1987.09						
RDJI→STOXX	0.00	0.00	0.01	0.03	0.09	0.46
STOXX→RDJI	0.92	0.26	0.57	0.70	0.70	0.33
Deuxième sous-période – 1988.01 2006.06						
RDJI→STOXX	0.51	0.33	0.65	0.61	0.66	0.42
STOXX→RDJI	0.24	0.53	0.41	0.62	0.86	0.29

RDJI→STOXX : les rentabilités du Dow Jones ne causent pas les rentabilités de l'Euro Stoxx au sens de Granger.

STOXX→RDJI : les rentabilités de l'Euro Stoxx ne causent pas les rentabilités du Dow Jones au sens de Granger.

A nouveau, ces résultats mettent en évidence une causalité des Etats-Unis vers la zone euro sur la période complète (pour tous les horizons, sauf à 12 mois). Comme dans le cas des données nominales, cette causalité est due à la première sous-période où l'hypothèse nulle d'absence de causalité des Etats-Unis vers la zone euro est systématiquement rejetée (sauf pour un horizon de 12 mois). La deuxième sous-période est quant à elle caractérisée par une absence de causalité.

Globalement, cette étude sur les rentabilités boursières met en évidence l'existence d'une causalité des Etats-Unis vers la zone euro sur la période précédant le krach boursier de 1987. La crise de 1987 a eu pour conséquence un accroissement du lien entre les marchés boursiers (augmentation de la corrélation) et une disparition de la domination du marché américain sur le marché européen (absence de causalité). Ces résultats vont donc dans le sens d'une tendance à l'intégration des marchés, confirmant par là même les résultats issus de l'étude sur les taux d'intérêt.

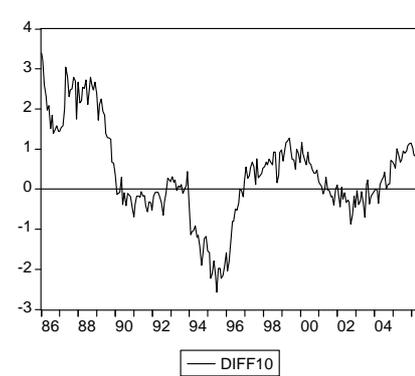
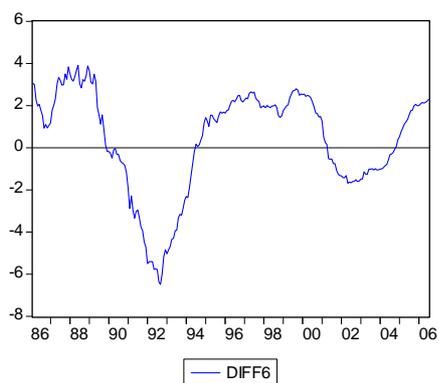
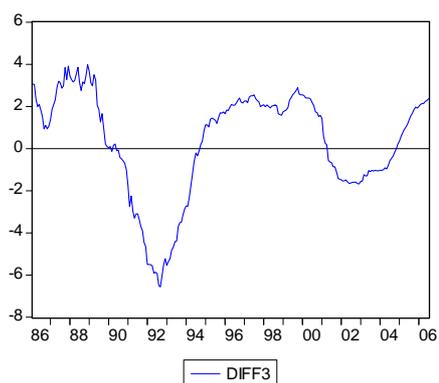
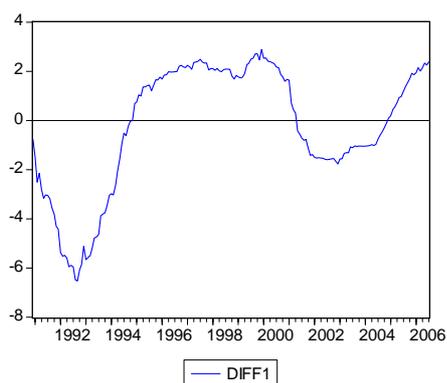
4. CONCLUSION

L'objet de ce travail était de mener une étude de la dynamique de l'intégration financière entre les Etats-Unis et la zone euro. A cette fin, nous nous sommes consacrés à l'étude approfondie des taux d'intérêt et des rentabilités boursières, tant en termes nominaux qu'en

termes réels. Concernant les marchés de taux, nos résultats montrent que la parité non couverte des taux courts tend à être vérifiée sur le long terme. Par ailleurs, même s'il semble exister une certaine déconnexion entre les taux longs réels américains et européens à long terme, ceux-ci n'évoluent pas de façon indépendante à court terme. L'analyse des marchés boursiers tend à confirmer l'existence d'une interdépendance croissante entre Etats-Unis et zone euro, surtout depuis le krach d'octobre 1987. Globalement, l'étude empirique menée ici met en évidence une tendance croissante de l'intégration financière entre Etats-Unis et zone euro.

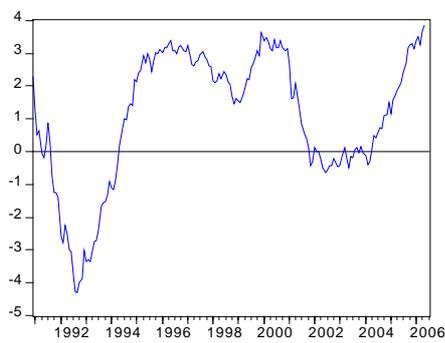
ANNEXE 1. DIFFERENTIELS DE TAUX D'INTERET NOMINAUX

DIFFX : différentiel de taux nominaux à X mois, pour X = 1, 3 et 6. DIFF10 est le différentiel de taux nominaux à 10 ans.

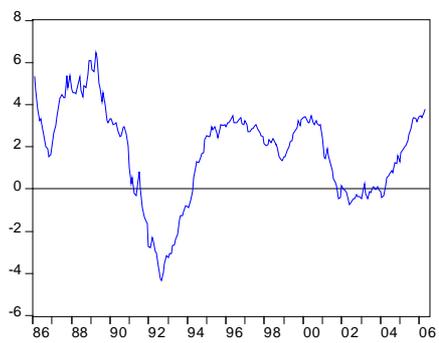


ANNEXE 2. DIFFERENTIELS DE TAUX D'INTERET REELS

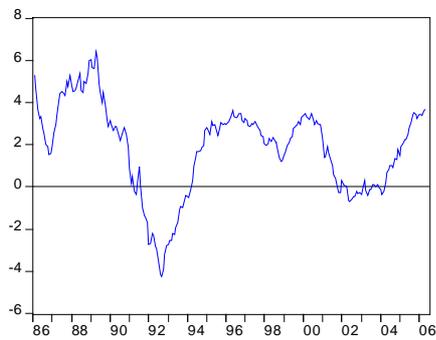
DIFFXREALAN : différentiel de taux réels à X mois, pour X = 1, 3 et 6. DIFF10REALAN est le différentiel de taux réels à 10 ans.



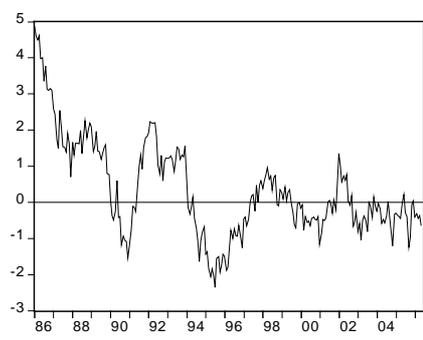
— DIFF1REALAN



— DIFF3REALAN



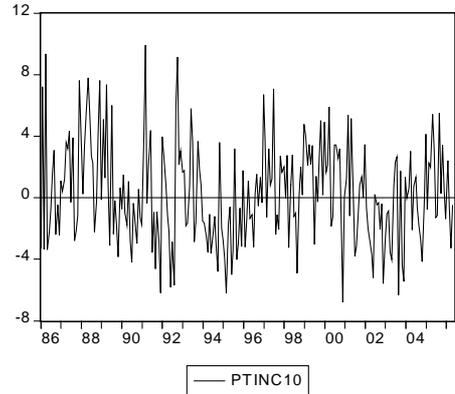
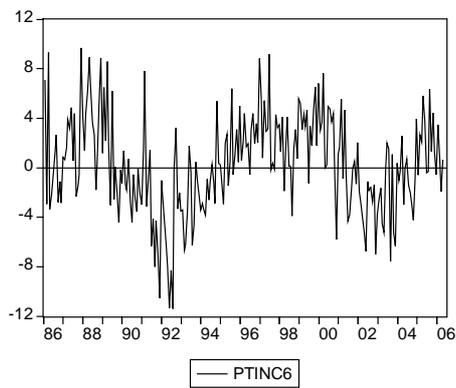
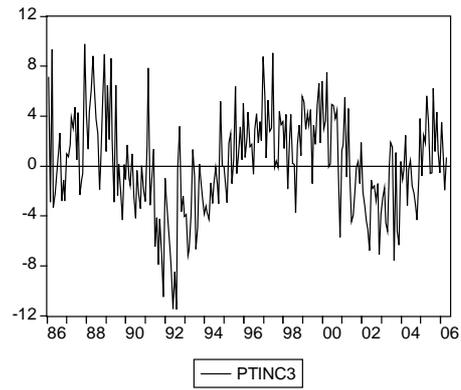
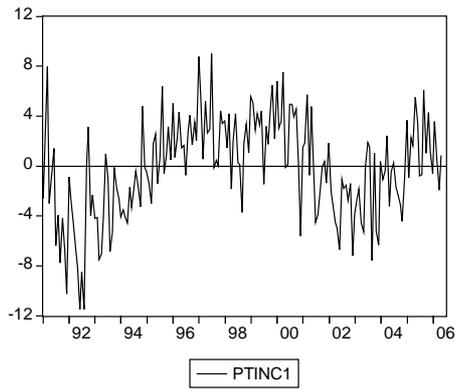
— DIFF6REALAN



— DIFF10REALAN

ANNEXE 3. ECART A LA PTINC

PTINCX : écart à la PTINC basé sur les taux à l'échéance X.



ANNEXE 4. RESULTATS DES ESTIMATIONS

Tableau 3. Estimation VECM sur les taux d'intérêt nominaux

	Taux à 1 mois		Taux à 3 mois		Taux à 6 mois		Taux à 10 ans	
	Δ EURO	Δ US	Δ EURO	Δ US	Δ EURO	Δ US	Δ EURO	Δ US
z(-1)	-0.0130 (-2.61)	-0.0058 (-0.79)	-0.0189 (-3.48)	-0.0103 (-1.50)	-0.0189 (-3.37)	-0.0104 (-1.39)	-0.0235 (-2.09)	0.0136 (0.87)
Δ EURO(-1)	0.2455 (3.07)	0.0532 (0.45)	0.2092 (3.28)	-0.0495 (-0.62)	0.2752 (4.28)	-0.0614 (-0.72)	0.2841 (4.31)	0.6314 (6.98)
Δ EURO(-2)	-0.0838 (-1.02)	-0.2987 (-2.46)					-0.0433 (-0.61)	-0.0771 (-0.79)
Δ EURO(-3)	0.2739 (3.39)	-0.0654 (-0.55)						
Δ US(-1)	-0.0818 (-1.54)	-0.0006 (-0.01)	0.0424 (0.82)	0.2707 (4.14)	0.0121 (0.24)	0.2762 (4.15)	0.0138 (0.29)	-0.1208 (-1.89)
Δ US(-2)	0.0216 (0.43)	0.2228 (3.01)					0.0384 (0.86)	-0.1767 (-2.89)
Δ US(-3)	-0.0138 (-0.28)	0.3057 (4.11)						
Constante	-0.0188 (-1.55)	-0.0105 (-0.58)	-0.0042 (-0.32)	-0.0064 (-0.39)	-0.0037 (-0.28)	-0.0061 (-0.35)	-0.0038 (-0.29)	-0.0144 (-0.83)
R ²	0.1909	0.1922	0.1254	0.0882	0.1487	0.0863	0.1051	0.1938
R ² ajusté	0.1588	0.1601	0.1144	0.0768	0.1381	0.0749	0.0861	0.1767
<i>Test de causalité au sens de Granger (p-values)</i>								
US→EURO	0.4172		0.4142		0.8090		0.6773	
EURO→US	0.0513		0.5377		0.4725		0	

Entre parenthèses : t de Student. z(-1) est le résidu de la relation de cointégration retardé d'une période. EURO désigne le taux d'intérêt nominal de la zone euro. US est le taux d'intérêt nominal des Etats-Unis. Δ est l'opérateur de différence première. US→EURO: le taux d'intérêt des Etats-Unis ne cause pas le taux d'intérêt de la zone euro. EURO→US: le taux d'intérêt de la zone euro ne cause pas le taux d'intérêt des Etats-Unis.

Tableau 4. Estimation VECM sur les taux d'intérêt réels (VAR pour le taux à 10 ans)

	Taux à 1 mois		Taux à 3 mois		Taux à 6 mois		Taux à 10 ans	
	ΔEURO	ΔUS	ΔEURO	ΔUS	ΔEURO	ΔUS	ΔEURO	ΔUS
z(-1)	-0.020 (-2.08)	-0.0008 (-0.08)	-0.0254 (-3.11)	-0.0075 (-0.98)	-0.0263 (-3.14)	-0.0073 (-0.86)	-	-
ΔEURO(-1)	0.1637 (2.14)	-0.1172 (-1.59)	0.1280 (2.02)	-0.1183 (-1.99)	0.1627 (2.57)	-0.1463 (-2.28)	0.0989 (1.47)	0.4342 (4.37)
ΔEURO(-2)	-0.1302 (-1.66)	-0.0739 (-0.98)					0.0218 (0.32)	-0.0501 (-0.50)
ΔEURO(-3)	-0.0407 (-0.52)	-0.0733 (-0.96)						
ΔEURO(-4)	0.0368 (0.47)	-0.1030 (-1.38)						
ΔUS(-1)	-0.0563 (-0.70)	0.0015 (0.02)	0.0199 (0.29)	0.2856 (4.50)	0.0032 (0.05)	0.2939 (4.61)	0.0353 (0.79)	-0.0784 (-1.19)
ΔUS(-2)	0.1171 (1.55)	0.1129 (1.55)					0.0103 (0.24)	-0.2001 (-3.11)
ΔUS(-3)	0.1170 (1.59)	0.2951 (4.16)						
ΔUS(-4)	-0.1119 (-1.49)	0.1631 (2.26)						
Constante	-0.0265 (-1.42)	-0.0065 (-0.36)	-0.0047 (-0.26)	-0.0068 (-0.41)	-0.0043 (-0.25)	-0.0065 (-0.37)	0.0009 (0.06)	-0.0263 (-1.09)
R ²	0.1025	0.1778	0.0652	0.0953	0.0759	0.0984	0.0180	0.1069
R ² ajusté	0.0552	0.1345	0.0534	0.0839	0.0643	0.0870	0.0014	0.0918

Test de causalité au sens de Granger (p-values)

US→EURO	0.1123	0.7682	0.9596	0.7193
EURO→US	0.1218	0.0468	0.0224	0.0001

Entre parenthèses : t de Student. z(-1) est le résidu de la relation de cointégration retardé d'une période. EURO désigne le taux d'intérêt réel de la zone euro. US est le taux d'intérêt réel des Etats-Unis. Δ est l'opérateur de différence première. US→EURO: le taux d'intérêt des Etats-Unis ne cause pas le taux d'intérêt de la zone euro. EURO→US: le taux d'intérêt de la zone euro ne cause pas le taux d'intérêt des Etats-Unis.

BIBLIOGRAPHIE

- Adam, K., Jappelli, T., Menichini, A.M., Padula, M. et M. Pagano (2002), « Analyse, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union », *Report to the European Commission*.
- Adler, M. et B. Dumas (1983), « International Portfolio Choice and Corporation Finance : A Synthesis », *Journal of Finance*, 38, 925-984.
- Ayuso, J. et R. Blanco (1999), « Has Financial Market Integration Increased During the Nineties? », *Document de travail n°9923*, Banque d'Espagne.
- Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E. et C. Monnet (2004), « Measuring Financial Integration in the Euro Area », *ECB Occasional Paper Series*, n°14.
- BCE (2005), « Indicators of Financial Integration in the Euro Area », septembre.
- Bekaert, G., Hodrick, R.J. et X. Zhang (2005), « International Stock Returns Comovements », *Working Paper*, Graduate School of Business, Columbia University, New York.
- Borgy, V. et A. Penot (2005), « Intégration financière Etats-Unis/zone euro : quelles conséquences sur les économies réelles ? », Colloque Groupama-CEPII-CIREM, « L'avenir des marchés boursiers », septembre.
- Cheung, Y-W., Chinn, M.D. et E. Fujii (2003), « Perspectives on Financial Integration in the Chinese Economies », *Working Paper*, University of California, Santa Cruz.
- Chinn, M. et J. Frankel (1994), « Financial Links around the Pacific Rim: 1982-1992 », in Glick, R. et M. Hutchison (eds), *Exchange Rate Policy and Interdependence: Perspective from the Pacific Basin*, Cambridge University Press.
- Chinn, M. et J. Frankel (2005), « The Euro Area and World Interest Rates », *Working Paper*, University of Wisconsin.
- Croci, M. (2004), « Country Pair-Correlations as a Measure of Financial Integration: The Case of the Euro Equity Markets », *Working Paper*, Università Politecnica delle Marche.
- Cumby, R.E. et M. Obstfeld (1981), « Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Rates: A Test of the Fisher Hypothesis », *Journal of Finance*, 36, 697-707.
- European Commission (2004), « Financial Integration Monitor », *Commission Staff Working Document*.

- Flood, P. et A. Rose (2002), « Uncovered Interest Parity in Crisis », *IMF Staff Papers*, 49(2), 252-266.
- Goodwin, B.K. et T.J. Grennes (1993), « Real Interest Rate Equalization and the Integration of International Financial Markets », *Journal of International Money and Finance*, 12, 107-124.
- Johnson, D.R. (1992), « International Interest Rate Linkages and the Exchange Rate Regime », *Journal of International Money and Finance*, 11, 340-365.
- Karolyi, A. (2003), « Does International Finance Contagion Really Exist? », *International Finance*, 6, 179-199.
- Kiehlborn, T. et M. Mietzner (2005), « EU Financial Integration: Is there a Core Europe? Evidence from a Cluster-based Approach », Goethe Institute, University Frankfurt.
- Kim, S.J., Moshirian, F. et E. Wu (2004), « Evolution of International Stock and Bond Market Integration: Influence of the European Monetary Union », *School of Banking and Finance, University of New South Wales, Sydney*.
- Le, S.V. (1991), « International Investment Diversification before and after the October 19, 1987 Stock Market Crisis », *Journal of Business Research*, 22, 305-310.
- Longin, F. et B. Solnik (1995), « Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990? », *Journal of International Money and Finance*, 14, 3-26.
- Lothian, J.R. (2002), « The Internationalization of Money and Finance and the Globalization of Financial Markets », *Journal of International Money and Finance*, 21, 699-724.
- Lothian, J.R. et L. Wu (2002), « Uncovered Interest Parity: The Long View », *Working Paper*, School of Business, Fordham University, New York.
- McDonald, R. et M.P. Taylor (1989), « Interest Rate Parity: Some New Evidence », *Bulletin of Economic Research*, 41, 255-274.
- Obstfeld, M. et A.M. Taylor (2002), « Globalization and Capital Markets », in Bordo, M.D., Taylor, A.M. et J.G. Williamson (eds), *Globalization in Historical Perspective*, NBER, Chicago.
- O'Rourke, K.H. (2002), « Europe and the Causes of Globalization, 1790 to 2000 », in Kierzkowski, H (ed), *From Europeanization of the Globe to the Globalization of Europe*, Palgrave New York.

Sontchik, S. (2003), « Financial Integration of European Equity Markets », *HEC University of Lausanne*.

Taylor, M.P. (2002), « A Century of Current Account Dynamics », *Journal of International Money and Finance*, 21.

Taylor, M.P. et I. Tonks (1989), « The Internationalisation of Stock Markets and the Abolition of UK Exchange Control », *Review of Economics and Statistics*, 71, 332-336.

von Furstenberg, G.M. (1998), « From Worldwide Capital Market Mobility to International Financial Integration », *Open Economies*

Liste des documents de travail du CEPII

<i>N°</i>	<i>Titre</i>	<i>Auteurs</i>
2006-24	Changing Patterns of Domestic and Cross-Border Fiscal Policy Multipliers in Europe and the US	Agnès Bénassy-Quéré Jacopo Cimadomo
2006-23	Market Access Impact on Individual Wage: Evidence from China	Laura Hering Sandra Poncet
2006-22	FDI in Chinese Cities: Spillovers and Impact on Growth	Nicole Madariaga Sandra Poncet
2006-21	Are Financial Distortions an Impediment to Economic Growth? Evidence from China	Alessandra Guariglia Sandra Poncet
2006-20	World Consistent Equilibrium Exchange Rates	A. Bénassy-Quéré, A. Lahrière-Révil & V. Mignon
2006-19	Institutions and Bilateral Asset Holdings	V. Salins & A. Bénassy-Quéré
2006-18	Vertical Production Networks: Evidence from France	M. Fouquin, L. Nayman & L. Wagner
2006-17	Import Prices, Variety and the Extensive Margin of Trade	G. Gaulier & I. Méjean
2006-16	The Long Term Growth Prospects of the World Economy: Horizon 2050	S. Poncet
2006-15	Economic Integration in Asia: Bilateral Free Trade Agreements Versus Asian Single Market	M. H. Bchir & M. Fouquin
2006-14	Foreign Direct Investment in China: Reward or Remedy?	O. Havrylchyk & S. Poncet
2006-13	Short-Term Fiscal Spillovers in a Monetary Union	A. Bénassy-Quéré
2006-12	Can Firms' Location Decisions Counteract the Balassa-Samuelson Effect?	I. Méjean
2006-11	Who's Afraid of Tax Competition? Harmless Tax Competition from the New European Member States	A. Lahrière-Révil
2006-10	A Quantitative Assessment of the Outcome of the Doha Development Agenda	Y. Decreux & L. Fontagné
2006-09	Disparities in Pension Financing in Europe: Economic and Financial Consequences	J. Château & X. Chojnicki
2006-08	Base de données CHELEM-BAL du CEPII	H. Boumellassa

		& D. Ünal-Kesenci
2006-07	Deindustrialisation and the Fear of Relocations in the Industry	H. Boulhol & L. Fontagné
2006-06	A Dynamic Perspective for the Reform of the Stability and Growth Pact	C. Deubner
2006-05	China's Emergence and the Reorganisation of Trade Flows in Asia	G. Gaulier, F. Lemoine & D. Ünal-Kesenci
2006-04	Who Pays China's Bank Restructuring Bill?	G. Ma
2006-03	Structural Determinants of the Exchange-Rate Pass-Through	G. Gaulier, A. Lahrière-Révil & I. Méjean
2006-02	Exchange-Rate Pass-Through at the Product Level	G. Gaulier, A. Lahrière-Révil & I. Méjean
2006-01	Je t'aime, moi non plus : Bilateral Opinions and International Trade	A.C. Disdier & T. Mayer
2005-23	World Trade Competitiveness: A Disaggregated View by Shift-Share Analysis	A. Chepeta, G. Gaulier & S. Zignago
2005-22	Chômage et réformes du marché du travail au Japon	E. Dourille-Feer
2005-21	Profitability of Foreign and Domestic Banks in Central and Eastern Europe: Does the Mode of Entry Matter?	O. Havrylchuk & E. Jurzyk
2005-20	ECB Governance in an Enlarged Eurozone	A. Bénassy-Quéré & E. Turkisch
2005-19	What Are EU Trade Preferences Worth for Sub-Saharan Africa and Other Developing Countries?	F. Candau & S. Jean
2005-18	Binding Overhang and Tariff-Cutting Formulas	M.H. Bchir, S. Jean & D. Laborde
2005-17	International Trade and Income Distribution: Reconsidering the Evidence	I. Bensedoun, S. Jean & A. Sztulman
2005-16	China and the Relationship between the Oil Price and the Dollar	A. Bénassy-Quéré, V. Mignon & A. Penot
2005-15	Consequences of Alternative Formulas for Agricultural Tariff Cuts	S. Jean, D. Laborde & W. Martin
2005-14	Is Erosion of Tariff Preferences a Serious Concern?	A. Bouët, L. Fontagné & S. Jean

*Taux d'intérêt et marchés boursiers : une analyse empirique
de l'intégration financière internationale*

2005-13	The Consequences of Agricultural Trade Liberalization for Developing Countries: Distinguishing Between Genuine Benefits and False Hopes	J.C. Bureau, S. Jean A. Matthews
2005-12	From Bound Duties to Actual Protection: Industrial Liberalisation in the Doha Round	M.H. Bchir, L. Fontagné & S. Jean
2005-11	Impact de l'ouverture financière sur les inégalités internes dans les pays émergents	A. Bénassy-Quéré & V. Salins
2005-10	Disentangling Horizontal and Vertical Intra-Industry Trade	L. Fontagné, M. Freudenberg & G. Gaulier
2005-09	China's Integration in East Asia: Production Sharing, FDI & High-Tech Trade	G. Gaulier, F. Lemoine D. Ünal-Kesenci
2005-08	Tax Competition and Public Input	A. Bénassy-Quéré, N. Gopalraja & A. Trannoy
2005-07	Trade Liberalisation, Growth and Poverty in Senegal: A Dynamic Microsimulation CGE Model Analysis	N. Annabi, F. Cissé, J. Cockburn & B. Decaluwé
2005-06	Migration, Trade and Wages	A. Hijzen & P. Wright
2005-05	Institutional Determinants of Foreign Investment	A. Bénassy-Quéré, M. Coupet & T. Mayer
2005-04	L'économie indienne : changements structurels et perspectives à long terme	S. Chauvin & F. Lemoine
2005-03	Programme de travail du CEPII pour 2005	
2005-02	Market Access in Global and Regional Trade	T. Mayer & S. Zignago
2005-01	Real Equilibrium Exchange Rate in China	V. Coudert & C. Couharde
2004-22	A Consistent, <i>ad-valorem</i> Equivalent Measure of Applied Protection Across the World: The MAcMap-HS6 Database	A. Bouët, Y. Decreux, L. Fontagné, S. Jean & D. Laborde
2004-21	IMF in Theory: Sovereign Debts, Judicialisation and Multilateralism	J. Sgard
2004-20	The Impact of Multilateral Liberalisation on European Regions: a CGE Assessment	S. Jean & D. Laborde
2004-19	La compétitivité de l'agriculture et des industries	N. Mulder, A. Vialou,

	agroalimentaires dans le Mercosur et l'Union européenne dans une perspective de libéralisation commerciale	B. David, M. Rodriguez & M. Castillo
2004-18	Multilateral Agricultural Trade Liberalization: The Contrasting Fortunes of Developing Countries in the Doha Round	A. Bouët, J.C. Bureau, Y. Decreux & S. Jean
2004-17	UK in or UK out? A Common Cycle Analysis between the UK and the Euro Zone	J. Garnier
2004-16	Regionalism and the Regionalisation of International Trade	G. Gaulier, S. Jean & D. Ünal-Kesenci
2004-15	The Stock-Flow Approach to the Real Exchange Rate of CEE Transition Economies	B. Egert, A. Lahrière-Révil & K. Lommatzsch
2004-14	Vieillesse démographique, épargne et retraite : une analyse à l'aide d'un modèle d'équilibre général à agents hétérogènes	C. Bac & J. Chateau
2004-13	Burden Sharing and Exchange-Rate Misalignments within the Group of Twenty	A. Bénassy-Quéré, P. Duran-Vigneron, A. Lahrière-Révil & V. Mignon
2004-12	Regulation and Wage Premia	S. Jean & G. Nicoletti
2004-11	The Efficiency of Fiscal Policies: a Survey of the Literature	S. Capet
2004-10	La réforme du marché du travail en Allemagne : les enseignements d'une maquette	S. Capet
2004-09	Typologie et équivalence des systèmes de retraites	P. Villa
2004-08	South – South Trade: Geography Matters	S. Coulibaly & L. Fontagné
2004-07	Current Accounts Dynamics in New EU Members: Sustainability and Policy Issues	P. Zanghieri
2004-06	Incertitude radicale et choix du modèle	P. Villa
2004-05	Does Exchange Rate Regime Explain Differences in Economic Results for Asian Countries?	V. Coudert & M. Dubert
2004-04	Trade in the Triad: How Easy is the Access to Large Markets?	L. Fontagné, T. Mayer & S. Zignago
2004-03	Programme de travail du CEPII pour 2004	
2004-02	Technology Differences, Institutions and Economic	H. Boulhol

*Taux d'intérêt et marchés boursiers : une analyse empirique
de l'intégration financière internationale*

	Growth: a Conditional Conditional Convergence	
2004-01	Croissance et régimes d'investissement	P. Villa
2003-22	A New Look at the Feldstein-Horioka Puzzle using a Integrated Panel	A. Banerjee P. Zanghieri
2003-21	Trade Linkages and Exchange Rates in Asia :The Role of China	A. Bénassy-Quéré & A. Lahrière-Révil
2003-20	Economic Implications of Trade Liberalization Under the Doha Round	J. Francois, H. van Meijl & F. van Tongeren
2003-19	Methodological Tools for SIA - Report of the CEPII Workshop held on 7-8 November 2002 in Brussels	
2003-18	Order Flows, Delta Hedging and Exchange Rate Dynamics	B. Rzepkowski
2003-17	Tax Competition and Foreign Direct Investment	A. Bénassy-Quéré, L. Fontagné & A. Lahrière-Révil
2003-16	Commerce et transfert de technologies : les cas comparés de la Turquie, de l'Inde et de la Chine	F. Lemoine & D. Ünal-Kesenci
2003-15	The Empirics of Agglomeration and Trade	K. Head & T. Mayer
2003-14	Notional Defined Contribution: A Comparison of the French and German Point Systems	F. Legros
2003-13	How Different is Eastern Europe? Structure and Determinants of Location Choices by French Firms in Eastern and Western Europe	A.C. Disdier & T. Mayer
2003-12	Market Access Liberalisation in the Doha Round: Scenarios and Assessment	L. Fontagné, J.L. Guérin & S. Jean
2003-11	On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub- Saharian Africa	A. Bénassy-Quéré & M. Coupet
2003-10	The Impact of EU Enlargement on Member States: a CGE Approach	H. Bchir, L. Fontagné & P. Zanghieri
2003-09	India in the World Economy: Traditional Specialisations and Technology Niches	S. Chauvin & F. Lemoine
2003-08	Imitation Amongst Exchange-Rate Forecasters: Evidence from Survey Data	M. Beine, A. Bénassy-Quéré & H. Colas
2003-07	Le Currency Board à travers l'expérience de	S. Chauvin & P. Villa

	l'Argentine	
2003-06	Trade and Convergence: Revisiting Ben-David	G. Gaulier
2003-05	Estimating the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of Central and Eastern European Countries the EMU Enlargement Perspective	B. Egert & A. Lahrière-Révil
2003-04	Skills, Technology and Growth is ICT the Key to Success?	J. Melka, L. Nayman, S. Zignago & N. Mulder
2003-03	L'investissement en TIC aux Etats-Unis et dans quelques pays européens	G. Cette & P.A. Noual
2003-02	Can Business and Social Networks Explain the Border Effect Puzzle?	P.P. Combes, M. Lafourcade & T. Mayer

CEPII
DOCUMENTS DE TRAVAIL / WORKING PAPERS

Si vous souhaitez recevoir des Documents de travail,
merci de remplir le coupon-réponse ci-joint et de le retourner à :

*Should you wish to receive copies of the CEPII's Working papers,
just fill the reply card and return it to:*

Sylvie HURION – Publications
CEPII – 9, rue Georges-Pitard – 75740 Paris – Fax : (33) 1.53.68.55.04
sylvie.hurion@cepii.fr

M./Mme / Mr./Mrs

Nom-Prénom / Name-First name

Titre / Title

Service / Department

Organisme / Organisation

Adresse / Address

Ville & CP / City & post code

Pays / Country Tél

Your e-mail

Désire recevoir les **Document de travail** du CEPII n° :

*Wish to receive the **CEPII's Working Papers** No:*

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

Souhaite être placé sur la liste de diffusion permanente (**pour les bibliothèques**)
*Wish to be placed on the standing mailing list (**for Libraries**).*