

Cours boursiers, dynamique des taux de change et crise financière.

L'exemple de l'euro/dollar.

Sana Mestiri-Djait¹

RESUME :

Nous proposons une relation de long terme liant le taux de change réel euro/dollar aux écarts de taux d'intérêt entre la Zone Euro et les Etats-Unis, aux écarts de taux de rendements boursiers anticipés, au cours du pétrole et à la position extérieure nette européenne et américaine en % du PIB. Nous montrons que si l'écart de rendements boursiers anticipés entre la Zone Euro et les Etats-Unis s'élargit de 10%, nous devrions nous attendre à une appréciation de l'euro par rapport au dollar de 8.4%. Puis, nous utilisons une version simplifiée de MULTIMOD où nous montrons qu'une hausse brutale de la prime de risque sur les marchés financiers américains et une baisse de la prime de risque sur les marchés financiers européens pourrait ébranler temporairement le statut du dollar, entraînant une dépréciation réelle du taux de change du dollar par rapport à l'euro.

ABSTRACT:

We provide evidence of a long term relationship between real exchange rate of the euro/dollar, interest rate differential between Euro area and the United States, expected return on equity differential between Euro area and the United-States, oil prices and net foreign asset on GDP of the United- States and Europe. Our estimations suggests that a 10% rise on expected return on equity differential between Euro area and the United-States leads to an appreciation of the euro against the dollar of 8.4%. Then, we use a two country version of MULTIMOD and we show that a rise of financial market equity premium in the United-States and a fall in the financial market equity premium in Europe is being to weaken the hegemony of the dollar leading to a real depreciation of the dollar against the euro.

Mots clés:

Taux de change, cours boursiers, taux euro/dollar, déséquilibres globaux, crise financière, modèle à correction d'erreur.

¹ Doctorante au laboratoire Sdfi-Leda de l'Université Paris-Dauphine

Introduction :

Le processus de globalisation financière caractérisé par la levée des restrictions des capitaux, l'accroissement de la diversification des portefeuilles en action ; ainsi que la détérioration de la position extérieure nette américaine et le rôle joué par les effets de valorisation de change et de prix des actifs financiers ; et l'effet de la crise de la finance internationale sur le taux de change du dollar montrent qu'il existe un lien fort entre le marché des changes et les marchés boursiers. Les théories de détermination du taux de change d'équilibre stipulent que celui-ci dépend de la cible de solde courant (FEER) ou encore des avoirs extérieurs nets d'un pays (BEER). Or, les actions et les investissements directs étrangers représentent 60% des avoirs extérieurs nets américains, ils peuvent donc sensiblement modifier le taux de change d'équilibre du dollar. Plusieurs études (Cohen et Loisel (2001), Meredith(2001), Sterdyniak et Villa (2004)) ont montré que la force du dollar par rapport à l'euro dans les années 90, s'expliquait par la hausse de la capitalisation boursière aux Etats-Unis lors de la formation de la bulle internet. Cependant, les modèles de détermination des taux de change ne possèdent pas de cadres conceptuels adaptés pour étudier ce lien. Le problème provient de l'hypothèse de substituabilité parfaite des capitaux. Il est nécessaire de poser cette hypothèse dans un monde caractérisé par une globalisation financière croissante. Nous pourrions utiliser les modèles de type Mundell-Fleming-Dornbusch mais ils stipulent qu'un choc de productivité positif entraîne une dépréciation du taux de change et ne permettent pas d'expliquer la force du dollar jusqu'à la fin de 2001². Les modèles de portefeuilles ne peuvent être utilisés puisqu'ils sont caractérisés par l'hypothèse de substituabilité imparfaite des capitaux. Cet article a pour objet d'analyser le lien entre la dynamique des taux de change et les cours boursiers à travers l'exemple de l'euro/dollar. Nous adoptons une démarche sur trois niveaux : Est-ce que le lien apparaît dans les faits ? Est-il validé par un modèle empirique à correction d'erreur ? Peut-il être explicité par un modèle macroéconomique théorique ?

1. Les faits stylisés du taux euro/dollar.

La parité euro/dollar a suivie deux tendances ces dix dernières années, dans le sens d'une appréciation du dollar à la fin des années 90 et d'une appréciation de l'euro depuis 2002. Puis entre fin 2007 et fin 2008, la crise financière a eu un effet ambigu sur le dollar qui a poursuivi fortement sa dépréciation avant de se réapprécier par rapport à l'euro.

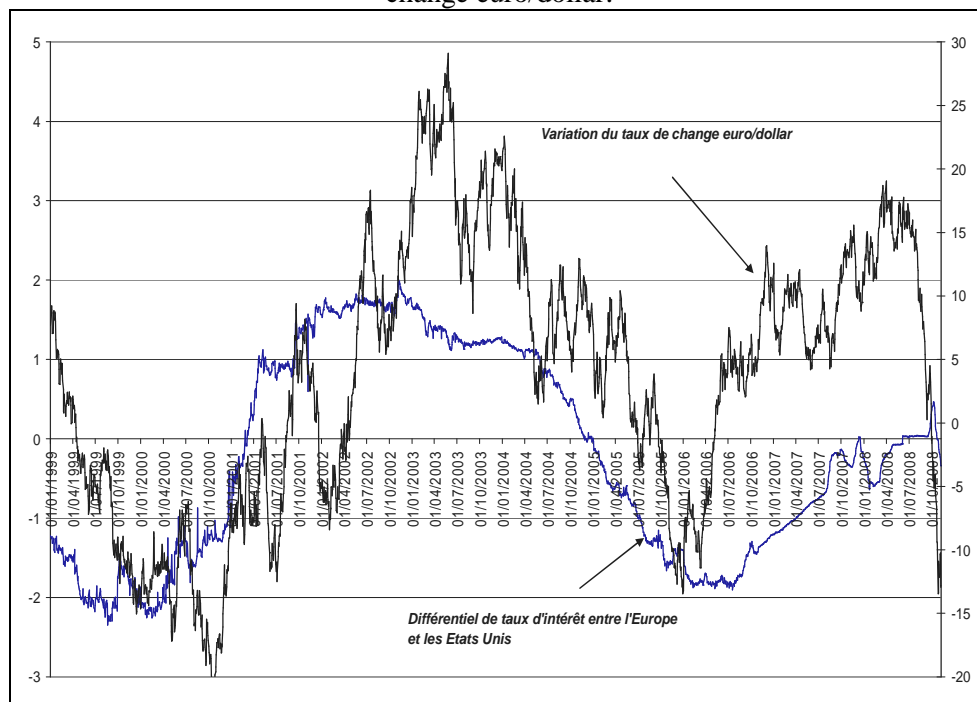
De janvier 1999 à décembre 2002, l'euro a perdu plus de 20% face au dollar en terme réel.³ Cette force du dollar a surpris les économistes qui dans une très large majorité prévoient un maintien de la parité à des niveaux élevés. En effet, le creusement des déficits extérieurs américains avait laissé penser qu'une forte baisse du dollar serait nécessaire pour ramener le compte courant à un niveau soutenable. Le compte courant devrait habituellement réagir à la baisse du dollar par une amélioration de la compétitivité/ prix des biens et services produits aux Etats-Unis. De plus, la dépréciation du dollar entraînerait une baisse des prix relatifs dans le secteur des biens non échangeables et un déplacement de la consommation américaine vers ces biens. Ainsi, le déficit extérieur américain de 300 milliards de dollars en 1999, signifie que l'offre nette d'actifs libellés dans cette devise s'accroît de ce montant

2. Ceci tient au fait qu'à court terme, le taux de change réagit à la baisse des taux d'intérêt pratiqués par la banque centrale car elle anticipe une hausse du potentiel de production. (Sterdyniak, Villa (2004))

3. Le taux de change réel est passé de 1.27 dollars par euro à 0.98 dollars par euro.

durant cette année. Le taux de change du dollar devrait normalement se déprécier pour convaincre les investisseurs de financer le déficit extérieur américain. Par ailleurs, l'euro devait être lors de sa création une monnaie forte en raison du marché financier unique européen qui devait attirer les investisseurs et d'une croissance européenne qui dépasserait celle des Etats-Unis. Mais, le statut du dollar comme étalon du système monétaire international avait retardé l'ajustement car les investisseurs étaient attirés par les actifs en dollars très liquides. De plus, les prévisions de croissances trop optimistes de la zone euro ne se sont pas réalisées. La croissance du PIB réel aux Etats-Unis a été vigoureuse par rapport à celle de l'Europe, en 1999 elle s'élevait à 4.5% contre 2.9 % dans la zone euro. L'appréciation du dollar et sa force par rapport à l'euro découlait principalement de l'attractivité des marchés financiers américains relativement aux européens générée par l'euphorie autour des entreprises de la nouvelle économie. Les investisseurs anticipaient une croissance de la productivité plus rapide aux Etats-Unis, ce qui a fait augmenter les cours boursiers américains et l'écart de capitalisation entre les Etats-Unis et l'Europe. Tant que le marché américain était jugé plus rentable (taux d'intérêt plus élevés⁴ et rendements boursiers plus élevés), il attirait les capitaux extérieurs ce qui soutenait le dollar. Le premier graphique compare la variation du taux de change réel euro/ dollar en glissement annuel avec l'écart de taux d'intérêt entre l'Europe et les Etats-Unis. On remarque que les deux courbes présentent une évolution semblable sur l'ensemble de la période. Le deuxième graphique retrace les variations du taux de change euro/dollar et l'écart du taux de rendement implicite du capital⁵. Les deux courbes présentent aussi plusieurs similitudes jusqu'au mois d'octobre 2007.

Graphique 1: Différentiel de taux d'intérêt⁶ entre l'Europe et les Etats-Unis et variation du taux de change euro/dollar.



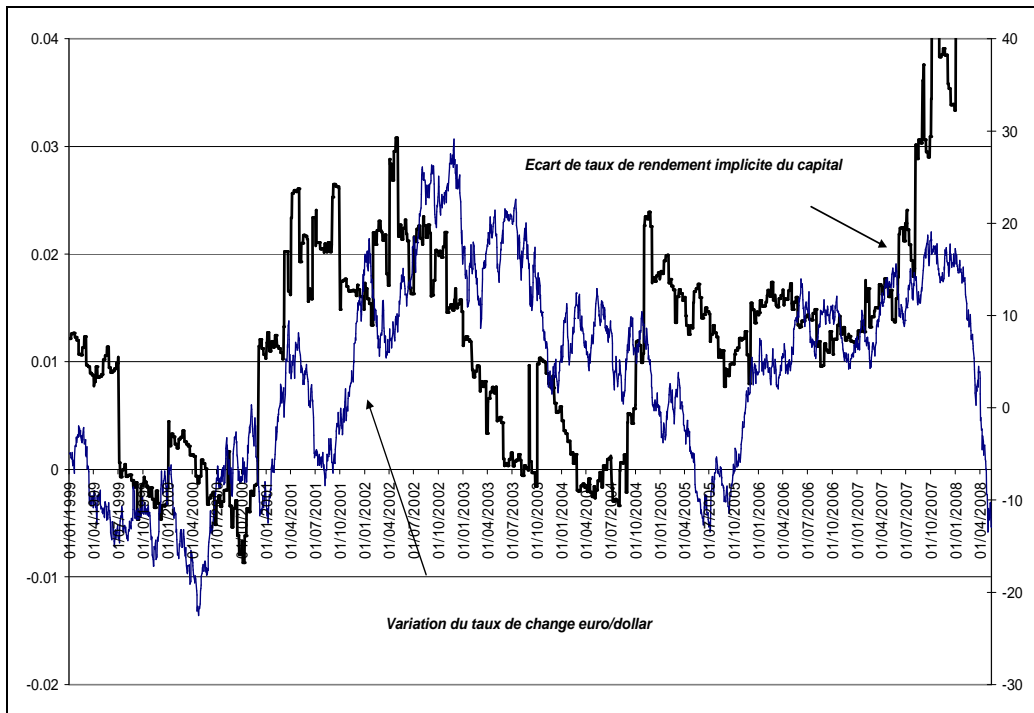
Source : Datastream.

4. Rendement des actifs certains.

5. Le taux de rendement implicite du capital est l'inverse du Price earning ratio (Bénéfice/cours), il représente les cours boursiers anticipés par les investisseurs. L'introduction de cette variable sera détaillée dans la deuxième section.

6. Taux d'intérêt à trois mois (*Euribor et Treasury Bill rate*)

Graphique2 : Variation du taux de change de l'euro/dollar et écart de taux de rendement implicite du capital entre l'Europe et les Etats-Unis.



Source: Datastream

Le dollar a cessé de s'apprécier du fait des conséquences du choc de la bulle internet et de la réapparition des déficits jumeaux aux Etats Unis. Mais la dépréciation « attendue » de cette monnaie en 2001 est ralentie par l'achat massif par les banques centrales asiatiques d'actifs très liquides et peu risqués- les bons du trésor américains-, que ces dernières utilisent afin de contrer l'appréciation tendancielle de leur devises par rapport à la devise américaine et de soutenir leur croissance basée sur les exportations. Depuis la crise asiatique de 1997, les pays du sud-est surveillent les évolutions de leur taux de change afin de contrecarrer leurs tendances qui est celle d'une appréciation vis-à-vis du dollar. En effet, leur excédent commercial avec les Etats-Unis exerce une pression à la hausse sur les monnaies asiatiques du fait des entrées de devises. Le modèle de croissance asiatique basé sur le dynamisme de leur commerce extérieur a rendu crucial pour ces pays de préserver la compétitivité-prix de leur exportations à destination des pays développés. D'après le Bureau des analyses économiques (BEA), le site des statistiques sur la balance des paiements américaine, 33700 milliards de dollars de bons du trésor américains ont été détenus par les autorités étrangères en 2001 et 58865 milliards de dollars en 2007. La distribution géographique des avoirs officiels américains détenus par les autorités publiques étrangères nous montre qu'ils ont été achetés en moyenne à 87% par les pays asiatiques sur la période 1999/2007. En 1999, ces actifs auraient contribué à hauteur de 15 % au financement du déficit extérieur américain.

Tableau 1 : Actifs détenus par les autorités publiques étrangères aux Etats-Unis en milliards de dollars entre 1999 et 2007.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Total	43543	42758	28059	115945	278069	397755	259268	487939	411058
Bons du trésor	12177	5199	33700	60466	184931	273279	112841	208564	58865
Autres instruments	31366	47957	5641	55479	93138	124476	146427	279375	352193
Bons du trésor en %	27,96	12,15	120,10	52,15	66,50	68,70	43,52	42,74	14,32

Source : BEA

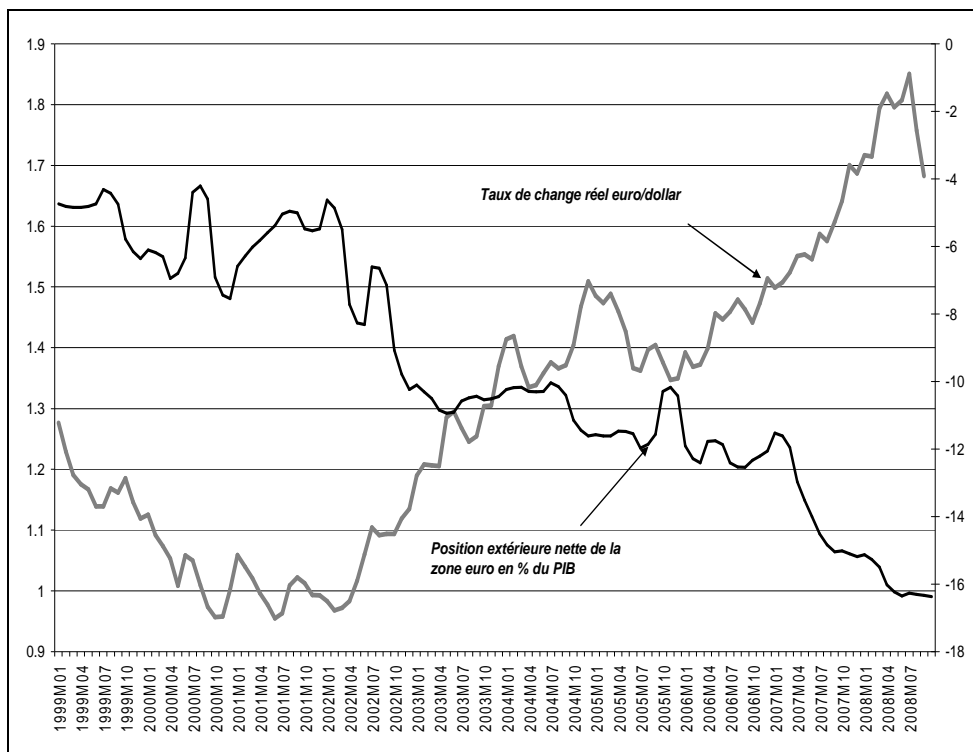
Tableau 2 : Actifs détenus par les autorités publiques étrangères en milliards de dollars et par zones géographiques entre 1999 et 2007.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Europe	-11755	8601	1943	25166	8091	44189	24948	106782	73375
Canada	1959	-133	-286	-2292	-1859	1669	293	-964	721
Amérique Latine	-6022	7763	6052	-5873	15895	24517	5667	44564	80352
Asie	60409	23525	20651	94770	251573	316984	225630	324897	278384
Afrique	-2101	1579	461	-76	245	1174	5528	-1927	6976
Autres	1053	1423	-762	4250	4124	9222	-2798	14587	-28750
Asie en % du total	138.7	55.01	73.59	81.73	90.47	79.69	87.02	66.58	67.72

Source : BEA

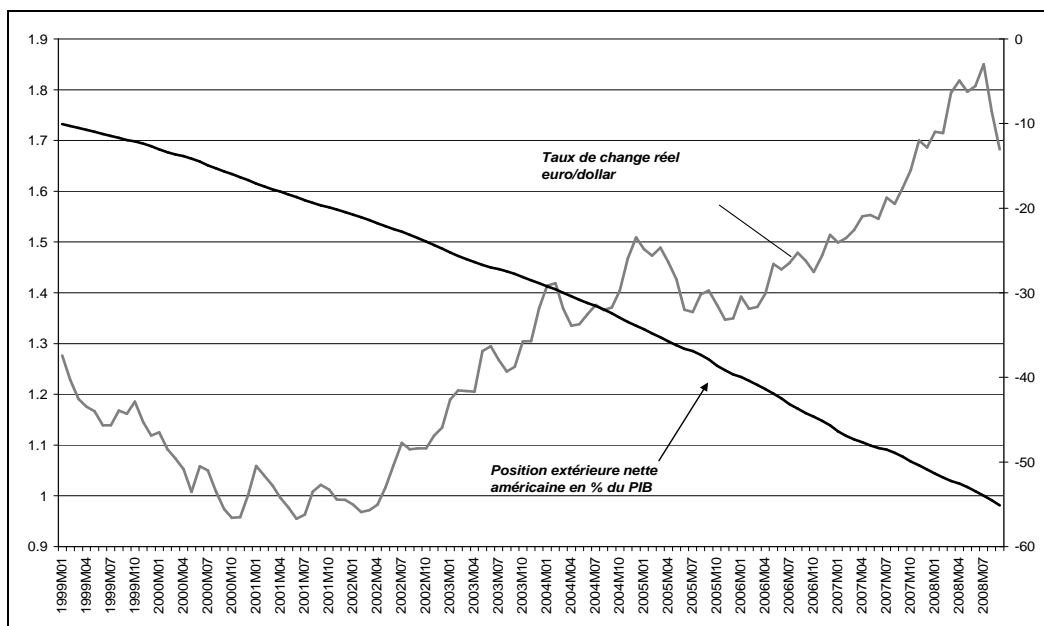
Le taux de change du dollar n'a commencé à se déprécier fortement par rapport à l'euro qu'à partir de 2002. Il est passé de 0.87 dollar pour un euro en février 2002 à 1.57 dollar pour un euro en avril 2008. Depuis cette date, la faiblesse du dollar est liée essentiellement aux craintes concernant la soutenabilité de la dette américaine. La relation entre la position extérieure nette et le taux de change réel est décrite dans les modèles de portefeuille et d'équilibre de la balance des paiements (Branson et Henderson 1985). Dans ces modèles, un accroissement du service de la dette extérieure causé par une accumulation de déficits excessifs de la balance courante doit être compensé à long terme par les excédents de la balance commerciale. Pour dégager ces excédents, le taux de change réel doit se déprécier à long terme pour permettre une amélioration de la compétitivité et une hausse des exportations domestiques. Les excédents du solde commercial permettront ensuite d'assurer le service de la dette extérieure. Cependant, la faiblesse du dollar ne s'est accompagnée ni d'une baisse du déficit courant américain ni d'une amélioration de l'endettement extérieur puisque d'autres facteurs ont masqué l'effet taux de change, comme la faiblesse du taux d'épargne aux Etats-Unis, la forte propension à consommer américaine et l'appétence des américains envers les produits importés. Les graphiques 3 et 4 qui retracent l'évolution de l'euro/dollar et des avoirs extérieurs nets américains et européens en % du PIB font apparaître une forte corrélation négative entre ces variables depuis 2001.

Graphique 3 : Taux de change réel de l'euro/dollar, position extérieure nette européenne en % du PIB



Source : Datastream

Graphique 4 : Taux de change réel de l'euro/dollar et position extérieure nette américaine en % du PIB⁷.

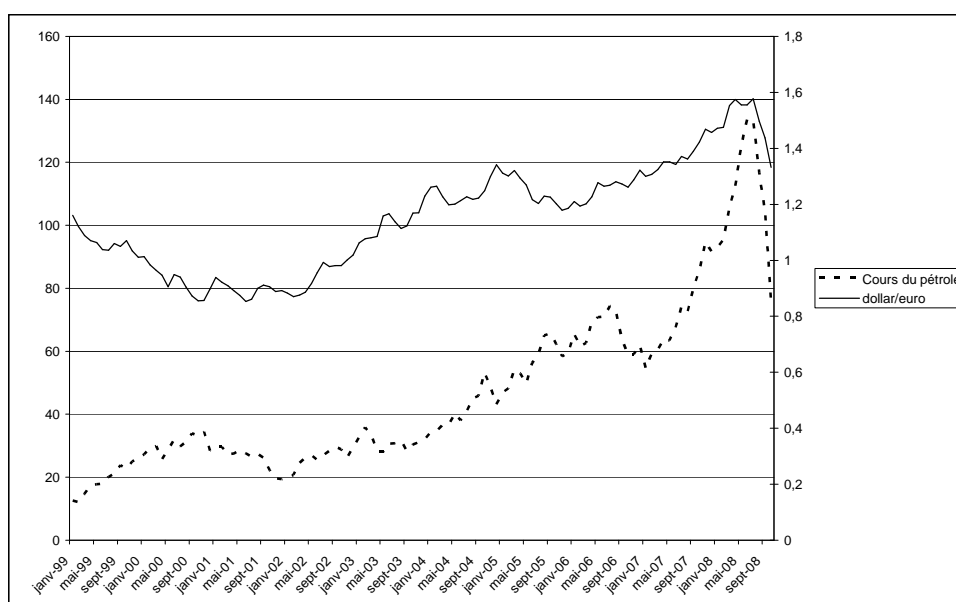


Source : Datastream

7. Cumul des flux de déficits courants de la balance des paiements.

Depuis le mois de juillet 2008, le dollar s'apprécie par rapport à l'euro : il est passé de 1.557 dollar pour un euro le 1^{er} juillet 2008 à 1.32 dollar pour un euro le 11 décembre 2008. Il serait tentant de penser qu'on assisterait à la fin d'un cycle de faiblesse du dollar et au début d'un cycle de force de celui-ci. Cette évolution s'explique essentiellement par deux facteurs : la corrélation entre le cours du pétrole et le taux de change de l'euro/dollar et la corrélation entre la volatilité boursière et le cours du dollar. Le lien positif entre le taux de change de l'euro/dollar et le pétrole est apparu depuis 2002, mais la corrélation est très forte depuis janvier 2007. Il y a quelques années, les économistes pensaient que la hausse du pétrole provoquait une hausse de la demande de dollars accumulés en réserves de change par les pays producteurs de pétroles (les pétrodollars) ou utilisés pour les transactions pétrolières. Une hausse du cours du pétrole devrait se refléter par des excédents commerciaux chez les pays producteurs et une appréciation de la devise des pays producteurs contre la monnaie des pays consommateurs. C'est la maladie hollandaise. Les pays producteurs pratiquant un ancrage par rapport au dollar, ceci devrait conduire à une appréciation du dollar contre les devises des autres pays consommateurs de pétrole et à une appréciation du dollar par rapport à l'euro. Cependant, depuis 2002, lorsque le cours du pétrole augmente, le dollar se déprécie et l'euro s'apprécie. Nous pensons que la causalité vient du dollar vers le pétrole. Ainsi, c'est la dépréciation du dollar causée par les craintes concernant la dette extérieure américaine qui induirait une baisse du cours du pétrole. Lorsque le dollar est faible, les investisseurs préfèrent détenir des matières premières et des actifs en euro, principaux alternatifs aux achats d'actifs en dollars pour se prémunir contre le risque d'inflation. C'est pour cette raison que l'on observe depuis 2002, un lien négatif entre le cours du dollar, le cours de l'euro et le cours du pétrole. Ce lien s'est renforcé depuis 2007, avec la crise des *subprimes*. Ainsi depuis juillet 2008 lorsque le cours du pétrole s'est effondré avec la crise financière et le ralentissement de la croissance mondiale, le dollar s'est apprécié.

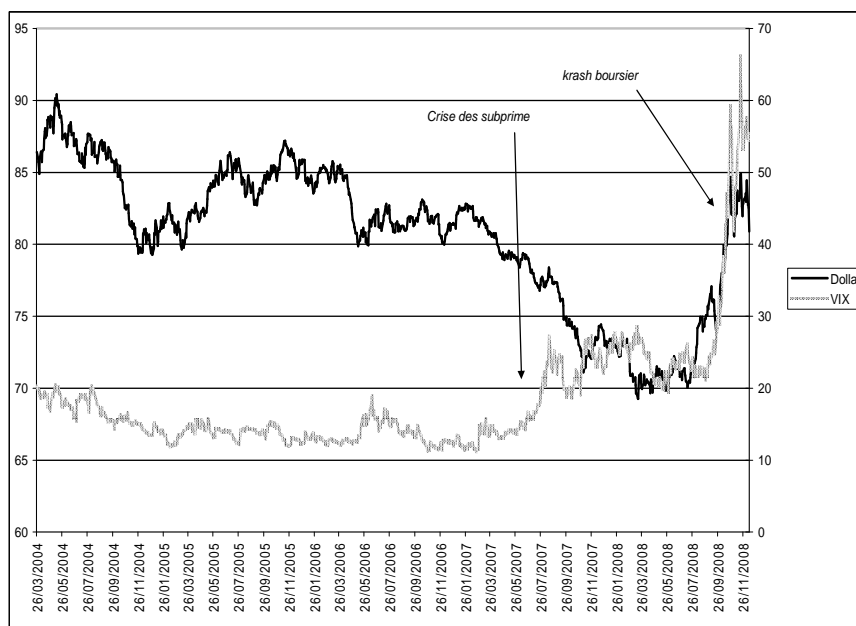
Graphique 5 : Cours du pétrole (en dollar par baril) et taux de change euro/dollar.



Source : Datastream, BCE.

Le deuxième facteur qui pourrait expliquer l'appréciation récente du dollar par rapport à l'euro est le lien entre le cours du dollar et la volatilité boursière. Les investisseurs considèrent généralement la zone du dollar comme une zone protégée -*a safe haven*- (Froot ;Thaler 1990). Lorsque l'incertitude est très forte sur les marchés financiers, ils préfèrent détenir des actifs en dollars pour bénéficier de la liquidité et de la diversité des actifs financiers américains. D'après le graphique 6, on remarque, surtout depuis 2007 que l'appréciation du dollar a suivi la hausse de la volatilité boursière. Le VIX, indice de volatilité du S&P 500 est passé de 24.69 le 05 novembre 2008 à 55.32 le 11 décembre 2008, en même temps le taux de change effectif du dollar est passé de 72.16 à 80,9. Toutefois, on pourrait envisager un effondrement du dollar compte tenu du déficit du solde courant et de la position extérieure nette américaine. La chute du dollar pourrait être encore plus forte si les pays émergents et le Japon désirent diversifier leurs réserves de change et maîtriser l'appréciation de leur propre monnaie. Les expériences récentes de crise de change (Mexique, Argentine) ont montré que la dépréciation des monnaies relative à endettement extérieur trop important s'est produite dans des économies qui n'ont pas su défendre leur monnaie. La spirale de la dépréciation s'enclenche après plusieurs phases de baisse de monnaie lorsque les anticipations de change s'orientent à la baisse. Les opérateurs liquident leurs actifs libellés dans la monnaie craignant les futures dévaluations. Ils alimentent ainsi la baisse du change et nourrissent des anticipations encore plus basses qui poussent à de nouvelles liquidations. On assiste alors à un surajustement de la monnaie qui ne correspond pas au déséquilibre initial de la balance courante. Mais le statut particulier du dollar, 'étalon du système monétaire international', protège les Etats-Unis de ce scénario puisqu'il est la principale monnaie de transaction internationale : 64% des réserves de changes sont libellés en dollar. Dans le contexte de la crise financière, les actifs libellés en dollars sont jugés plus sûrs car ils bénéficient de protections juridiques supérieures à celles des actifs des autres pays. Par ailleurs, l'économie américaine qui représente 30% du PIB mondial a une influence importante sur l'économie mondiale. De ce fait, les investisseurs ont confiance dans les actifs libellés en dollar et n'imaginent pas que cette devise connaisse une crise durable comme ce fut le cas pour le rouble ou le peso. Mais l'euro est une monnaie de réserve alternative qui pourrait concurrencer le dollar. Une crise, dont l'issue est jugée incertaine peut pousser un certain nombre d'agents à préférer investir dans des actifs en euro. Le Japon et la Chine, dont la part des titres publics américains détenus par des étrangers représente 25% et 20% pourraient choisir d'accentuer la diversification de leur créance entreprise depuis plusieurs années.

Graphique 6: Indice de Volatilité du S&P 500 (VIX)⁸ et Taux de change effectif nominal du dollar⁹



Source : Datastream.

2. Une perspective empirique.

Nous cherchons dans cette section, à examiner le lien empirique existant entre les cours boursiers et le taux de change de l'euro/dollar. L'analyse factuelle a fait apparaître des relations fortes entre ce taux de change et d'autres variables, comme le cours du pétrole, l'endettement extérieur américain et européen, les écarts de taux d'intérêt entre la Zone Euro et les Etats-Unis. A cette fin, nous concevons un modèle à correction d'erreur multivarié afin d'estimer un taux de change réel euro/dollar de long terme. Nous passons d'abord en revue les travaux économétriques antérieurs portant sur le lien entre taux de change et cours boursiers. Nous présentons par la suite la procédure de Johansen et nous explicitons la motivation de nos choix de variables et les signes attendus des coefficients estimés. Enfin, nous présentons la relation de long terme estimée du taux de change réel de l'euro/dollar.

2.1 : Une revue de la littérature.

Les travaux économétriques portant sur le lien entre taux de change et cours boursiers tentent de s'appuyer sur deux types de modèles théoriques : les modèles basés sur la substituabilité parfaite des capitaux (les modèles de type Mundell-Fleming Dornbusch) et les modèles basés sur l'hypothèse de substituabilité imparfaite des capitaux (les modèles de portefeuille). Il apparaît que la technique économétrique la plus fréquemment utilisée est celle de la cointégration dans laquelle les auteurs estiment une relation de long terme du taux de change dans un modèle à correction d'erreur multivarié ou univarié.

La théorie du choix de portefeuille appliquée au change a été introduite par McKinnon (1969), Branson (1976) et Kouri (1976). Elle a été construite sur le principe suivant : la

8. Echelle de droite.

9. Indice calculé par la réserve fédérale : dollar américain par rapport aux devises principales mars 1973=100, une hausse est une appréciation du dollar.

principale variable explicative du taux de change est l'écart de rentabilité entre les actifs financiers locaux et étrangers. Ces modèles se basent sur l'hypothèse d'aversion au risque des agents. La rentabilité des actifs se compose alors des écarts de taux d'intérêt et d'une prime de risque -rendement additionnel requis pour convaincre les investisseurs étrangers de détenir des actifs domestiques-. La première étude portant sur le lien entre taux de change et cours boursiers basée sur la théorie du choix de portefeuille est celle de Frankel (1983) dans son article intitulé 'a asset market view of the exchange rate'. Dans cet article, l'auteur distingue deux approches pour la détermination des taux de change : les modèles monétaristes et les modèles de choix de portefeuille. Dans le modèle de portefeuille, la prime de risque de change est corrélée positivement avec l'encours des actifs nationaux et est corrélée négativement avec les actifs étrangers. Cependant, lorsqu'il régresse son équation de détermination des devises du G7 sur une fréquence mensuelle, les coefficients de son modèle ne sont pas significatifs. Diebold et Pauly (1988) ont tenté d'élaborer un modèle de portefeuille de type ARCH basé sur la prime de risque de change dans lequel le taux de change dépend des prix, de la production, de la masse monétaire et de la prime de risque. Ils posent l'hypothèse d'anticipations rationnelles des agents, d'une prime de risque qui varie au cours du temps (propriété des modèles de type ARCH). Les coefficients des variables endogènes ne sont pas significatifs et leur modèle n'est pas validé empiriquement. Smith (1992) a conçu un modèle de portefeuille de type espérance-variance sans poser d'hypothèses sur les anticipations de change, dans lequel il étudie à la fois l'évolution de la parité yen/dollar et celle du mark/dollar. Les coefficients ne sont pas significatifs et les signes ne sont pas conformes au modèle de portefeuille. Ajayi et Mougoué (1996) ont simplement étudié dans un modèle à correction d'erreur univarié sur des données journalières, la relation entre taux de change et cours boursiers des pays industrialisés dont les Etats-Unis, la France, le Japon et l'Allemagne. La relation entre taux de change et cours boursier apparaît négative. Ils l'expliquent de la façon suivante : la valeur d'un actif financier est déterminée en fonction des anticipations concernant les profits futurs des firmes (le taux de profits futur actualisé) et les anticipations d'inflation. Si les cours boursiers augmentent, ceci reflète une hausse des taux d'inflation anticipés et une hausse des taux d'intérêt. La hausse des taux d'intérêt entraîne une hausse du taux d'actualisation, une hausse des taux de profits futurs actualisés donc une baisse des cours boursiers anticipés. Les investisseurs préfèrent alors retirer leurs capitaux du pays concerné, ce qui entraîne une dépréciation de la monnaie nationale. La principale limite de cette approche est l'utilisation d'un modèle à correction d'erreur univarié, et la détermination du taux de change est basée uniquement sur les cours boursiers. Kim(2003) a élaboré un modèle à correction d'erreur multivarié dans lequel il analyse les déterminants du S&P 500 à savoir : la production industrielle, le CPI, les taux d'intérêt, et le taux de change réel. Il trouve une relation négative entre taux de change et cours boursiers mais son modèle n'a pas de fondement théorique. Malliaropoulos (1998), a élaboré un modèle à correction d'erreur univarié basé sur la parité des pouvoirs d'achats dans lequel il analyse la déviation du taux de change réel par rapport à la PPA en fonction des différentiels de rendements entre les Etats-Unis et quatre pays industrialisés. Il pose l'hypothèse de substituabilité parfaite des capitaux et que les agents ont des anticipations régressives. Les coefficients sont significatifs pour la plupart des pays industrialisés et il trouve une relation positive entre taux de change et cours boursiers. Mais le fondement théorique de son modèle est faible car le taux de change est déterminé par la parité des pouvoirs d'achat. Cohen et Loisel (2001), ont tenté d'étudier la relation simple qui pourrait exister entre cours de bourses et taux de change (ils ne prennent pas en compte le différentiel des cours boursiers) à travers l'exemple du taux euro/dollar sur des données journalières. Sur la base d'une version simplifiée d'un modèle de type Mundell-Fleming-Dornbusch, ils trouvent que l'euro se déprécie lorsque les cours boursiers augmentent aux Etats-Unis et en Europe. Ils trouvent aussi une relation de causalité entre les

deux cours : les cours boursiers américains causent au sens de Granger les cours boursiers européens mais pas l'inverse. Leurs résultats peuvent être résumés en trois points : l'évolution des cours boursiers est déterminée sur les marchés financiers américains et est suivie le lendemain sur les marchés boursiers européens. Ainsi, un choc d'offre positif entraîne une hausse permanente des cours sur les marchés financiers américains et une hausse temporaire sur les marchés boursiers européens. Par ailleurs, un choc d'offre positif de même ampleur sur les marchés financiers européens augmente la capitalisation boursière européenne sans produire un impact significatif sur les marchés américains. De plus, un choc d'offre positif en Europe ou aux Etats-Unis entraîne une baisse des taux d'intérêt nationaux par rapport aux taux d'intérêt étrangers. Ceci est conforme aux prédictions du modèle Mundell-Fleming Dornbusch où des anticipations à la hausse sur l'inflation entraîne une baisse des taux d'intérêt, la politique monétaire désirant ainsi "aller à l'encontre du mouvement" (leaning against the wind). Cependant leur interprétation économique basée sur le policy-mix asymétrique en Europe et aux Etats-Unis est peu vraisemblable. A la suite d'un même choc d'offre positif par exemple, la BCE, dont la politique monétaire est très restrictive augmenterait davantage ses taux d'intérêt que la FED. En Europe, la forte hausse des taux d'intérêt provoquerait une appréciation du taux de change et une baisse des cours boursiers ce qui n'est pas le cas aux Etats Unis ; où le taux de change s'apprécierait.

En conclusion, il apparaît que les résultats des travaux empiriques ne sont pas significatifs et rarement concordants. De nombreuses études essaient d'expliquer la force du dollar par rapport à l'euro par le lien entre taux de change et cours boursiers. Il serait tentant de s'appuyer sur la théorie du choix de portefeuille pour expliciter ce lien, mais il faudrait se baser sur l'hypothèse d'imparfaite substituabilité des capitaux ce qui serait inconcevable dans un contexte de globalisation financière. D'ailleurs, le modèle de portefeuille n'est jamais validé empiriquement. Les modèles de détermination des taux de change de type Mundell-Fleming-Dornbusch se basent sur l'hypothèse de substituabilité parfaite des capitaux, mais ces modèles ne permettent pas d'expliquer la force du dollar par rapport à l'euro entre 1999 et 2001 car ils stipulent qu'un choc d'offre positif déprécie le taux de change sur le court terme.

Auteurs	Modèle	Hypothèses	Résultats	Critique
Frankel : (1983 et 1993)	*Modèle de portefeuille de type espérance variance basé sur la prime de risque de change *Etude des devises du G7	*Substituabilité imparfaite des capitaux *Un monde sans marchés boursiers	*Coefficient de la prime de risque de change n'est pas significatif et les signes obtenus ne sont pas conformes à la théorie	Les cours boursiers ne sont pas introduits explicitement
Diebold et Pauly (1988)	*Modèle de portefeuille de type ARCH basé sur la prime de risque de change *Etude de la parité mark/dollar. *Données mensuelles	*Substituabilité imparfaite des capitaux *Anticipations rationnelles. *La prime de risque varie au cours du temps. *Un monde sans marchés boursiers	*Les coefficients de la prime de risque et des autres variables endogènes (prix, production masse monétaire) ne sont pas significatifs	*Le modèle de portefeuille n'est pas validé: il faut introduire les marchés boursiers
Cohen et Loisel (2001)	*Relation simple entre cours de bourses et taux de change *Données journalières *Parité euro/dollar	*Substituabilité parfaite des capitaux *Ne considèrent pas les différentiels de cours boursiers *Politiques monétaires asymétriques	L'euro se déprécie lorsque les cours de bourses augmentent aux Etats-Unis et en Europe	Interprétation économique basée sur la politique monétaire peu vraisemblable
Ajayi et Mougoué (1996)	*ECM *Données journalières		Relation négative entre taux de change et cours boursiers	Les taux de change sont déterminés uniquement par les cours boursiers.
Kim(2003)	*VECM *Analyse les déterminants du S&P 500: Production industrielle, CPI, taux d'intérêt, taux de change réel		Une appréciation du dollar est associée à une baisse des cours boursiers américains	Pas de fondement théorique
Malliaropulos (1998)	*Modèle ECM basé sur la parité des pouvoirs d'achats: *Analyse la déviation du taux de change réel par rapport à la PPA en fonction des <u>différentiels de rendements</u> des actions entre les USA et 4 pays industrialisés	*Données trimestrielles *Anticipation régressives *Substituabilité parfaite des capitaux	Coefficients significatifs pour la plupart des pays industrialisés. Relation positive entre taux de change et cours boursiers	Fondement théorique faible (PPA)
Morley et Pentecost (1998)	Modèle à correction d'erreur basé sur les relations d'arbitrages sur les marchés	La prime de risque de change est reliée à la prime de risque des marchés boursiers	Coefficients peu significatif Relation (+) entre cours boursiers américains et dollar Relation (-) entre cours boursiers des autres pays et dollar	Les résultats ne sont pas significatifs

2.2 : La procédure de Johansen.

Il convient d'estimer un modèle à correction d'erreur lorsque des séries sont non stationnaires afin de spécifier la relation réelle entre les variables et non une régression fallacieuse. Le modèle permet de spécifier la relation stable à long terme tout en analysant conjointement la dynamique d'ajustement de court terme des variables considérées.

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu + \varepsilon_t$$

$$\Pi_p = -\beta\alpha$$

Avec :

Y_t représente le vecteur des variables non stationnaires, μ représente le vecteur des termes constants et ε_t , le vecteur des résidus. Le nombre de relation de cointégration correspond au rang de la matrice Π . Si $Rg(\Pi_p) = r$, avec $N > r > 0$, ceci signifie que Y_t est intégré d'ordre r et qu'il existe r relations de cointégration. Un modèle à correction d'erreur peut alors être estimé.

La matrice Π peut être séparée en deux matrices α et β respectivement de dimensions (r, N) et (N, r) . La matrice α contient les r vecteurs de cointégration, la matrice β contient les poids associés à chaque vecteur de cointégration. Les vecteurs de cointégration représentent la relation de long terme du système. Le poids de chaque coefficient représente l'importance de la relation de cointégration dans les équations et la vitesse d'ajustement à l'équilibre de long terme.

L'analyse économétrique se fait en quatre étapes. Il faut d'abord vérifier que toutes les séries sont $I(1)$ et stationnaires en différence premières à l'aide d'un test de racine unitaire. Nous choisissons le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) qui possède l'avantage de corriger une possible auto-corrélation des erreurs en introduisant des retards sur la variable endogène (Mignon (2008)). Nous respectons la stratégie séquentielle du test qui consiste à estimer un

modèle avec constante et tendance : $\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \phi_j + \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$ et à tester

la significativité de la tendance, si la tendance est significative nous conservons le modèle et appliquons le test de racine unitaire, si elle n'est pas significative, nous estimons un modèle

sans tendance, avec constante : $\Delta Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \phi_j + \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$ et nous testons la

significativité de la constante. Si la constante est significative, nous conservons le modèle et appliquons le test de racine unitaire, si la constante n'est pas significative, nous estimons le

modèle sans constante, ni tendance : $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \phi_j + \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$ et appliquons le test de

racine unitaire sur ce modèle.

Dans une deuxième étape, nous estimons un Var en niveau afin de déterminer le nombre de retards k du système en utilisant les critères d'informations proposés par Akaike (AIC) et Schwarz (SIC). Nous estimons un processus VAR pour des valeurs de P allant de 1 jusqu'à 6 et nous reportons les valeurs prises par les critères AIC et SIC. La règle de décision est la suivante : il s'agit de retenir la valeur de p qui minimise AIC(p) et SIC (p) avec :

$$AIC(p) = \ln \frac{SCR_p}{T} + \frac{2p}{T}$$

$$SIC(p) = \ln \frac{SCR_p}{T} + p \frac{\ln T}{T}$$

SCR_p désigne la somme des carrés des résidus du modèle. T est le nombre d'observations.

Par la suite, nous vérifions le nombre de relations de cointégration en appliquant le test de la trace.

$$TR = -T \sum_{i=q+1}^N \log(1 - \lambda_i)$$

Nous testons l'hypothèse nulle $r \leq q$ ce qui revient à tester l'existence de r vecteurs de cointégration ou encore $Rg(\Pi_p) = r$.

Enfin, nous estimons le modèle à correction d'erreur multivarié en spécifiant le nombre de relations de cointégration.

2.3 : Le choix des variables et les signes attendus.

Nous choisissons de couvrir l'ensemble de la période allant de l'introduction de l'euro (janvier 1999) à novembre 2008. Afin d'augmenter le nombre d'observations, nous préférons utiliser des données en fréquence mensuelle, nous disposons ainsi de 119 observations.

La variable expliquée notée LOGEURODOLLAR est le logarithme du taux de change réel de l'euro par rapport au dollar (l'euro est coté au certain¹⁰).

Avec R , le taux de change réel de l'euro par rapport au dollar, e , le taux de change nominal de l'euro par rapport au dollar, P^* , l'indice des prix à la consommation aux Etats-Unis et P , l'indice des prix à la consommation dans la zone euro, nous avons :

$$R = e * P^* / P$$

Nous expliquons LOGEURODOLLAR par LOGWTI, DIFTxc, DIFinvPER, NFAUS et NFAUE. LOGWTI représente le logarithme du prix réel du pétrole. Nous choisissons le brut de référence américain WTI (West Texan Intermediate) en dollar par baril, que nous déflavons par l'indice des prix à la consommation aux Etats-Unis et l'indice des prix à la consommation des pays de l'OPEP.

$$LOGWTI = \ln(WTI / (0.5 * CPIUS + 0.5 * CPIOPEP))$$

DIFTxc est le différentiel de taux d'intérêt réels de court terme entre la zone euro et les Etats-Unis. Le taux d'intérêt réel est le taux d'intérêt nominal- le taux d'inflation, le taux d'inflation mensuel est calculé en glissement annuel :

$$\Pi = ((CPI_t - CPI_{t-12}) / CPI_{t-12}) * 100$$

Nous introduisons cette variable en application de la parité des taux d'intérêt non couverte : sous l'hypothèse d'efficience des marchés financiers et d'anticipations rationnelles, la meilleure anticipation de l'évolution du taux de change est l'évolution du différentiel de rendement entre deux monnaies : la monnaie dont le rendement est le plus élevé doit se déprécier à terme afin d'annuler les gains liés à des taux d'intérêt plus élevés. DIFinvPER est le différentiel de l'inverse du PER (price earning ratio) entre la Zone Euro et les Etats-Unis qui correspond au différentiel de taux de rendement implicite du capital (Bénéfice/cours). Nous introduisons cette variable en application de la parité des rendements boursiers ouverte

10. Une hausse représente une appréciation de l'euro

–régit par le même principe que la parité des taux d'intérêt non couverte- (Capiello et De Santis (2005), Heimonen et Vataja (2007)) : lorsque le rendement boursier anticipé d'un pays est supérieur à celui d'un autre pays, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, la monnaie du pays dont le rendement boursier est le plus élevé doit se déprécier à terme afin de supprimer toute possibilité d'arbitrages .

NFAUS et NFAUE représentent respectivement la position extérieure nette des Etats-Unis et de la zone euro en % du PIB. Lane Milesi- Ferretti (2004) ont trouvé une forte corrélation positive entre la position extérieure nette et le taux de change réel des pays industrialisés.

Nous nous attendons à obtenir les corrélations suivantes entre LOGEURODOLLAR et ses variables explicatives :

$$\text{LogEURODOLLAR} = f(\underset{(+)}{\text{LogWTI}}; \underset{(+)}{\text{DifINVPER}}; \underset{(+)}{\text{DIFtxC}}; \underset{(+)}{\text{NFAUE}}; \underset{(-)}{\text{NFAUS}})$$

Une corrélation positive entre l'euro et le cours du pétrole que nous expliquons par le fait que les actifs en euro et les matières premières sont les principales alternatives aux achats d'actifs en dollar. La corrélation entre DIFinvPER et DIFtxc et LOGEURODOLLAR doit être de même signe, l'euro doit s'apprécier si les taux d'intérêt ou les rendements boursiers de la zone euro augmentent, car ceci va attirer les capitaux étrangers. Enfin, nous nous attendons à une corrélation positive entre LOGEURODOLLAR et NFAUE et une corrélation négative entre LOGEURODOLLAR et NFAUS.

2.4 : Les résultats :

Les résultats du test de racine unitaire ADF (Augmented-Dickey-Fuller) sont reportés dans le tableau 3. Ils montrent que toutes les variables sont I(1) et stationnaires en différences premières. Nous estimons un Var en niveau afin de déterminer le nombre de retards k, du système. Le critère AIC nous conduit à retenir un VAR(5) et le critère SIC nous conduit à retenir un VAR(2), pour des raisons de parcimonies nous retenons un processus VAR(2). (Tableau 4) .Nous appliquons par la suite le test de la Trace (Tableau 5). D'après ce test, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée au seuil de 5%. Par ailleurs, il existe une relation de long terme entre la variable LOGEURODOLLAR et LOGWTI, DIFinvPER, DIFtxC, NFAUE et NFAUS.

Tableau 3 : Test de racines unitaires ADF.

Variables	Modèle avec constante et tendance	Modèle avec constante sans tendance	Modèle sans constante ni tendance
LogEURODOLLAR	Tendance non significative (2.4)	Constante non significative (1.122)	On accepte H0: LogEURODOLLAR est I(1) (-0.3)
LogWTI	Tendance non significative (2.1)	Constante non significative (2.41)	On accepte H0: LogWTI est I(1) (0.98)
DifINVPER	Tendance non significative (1.69)	Constante non significative (1.24)	On accepte H0: DIFinvper est I(1) (1.86)
Diftxc	Tendance non significative (-0.04)	Constante non significative (1.01)	On accepte H0: DifTxc est I(1) (-0.96)
NFAUE	Tendance non significative (-3.1)	Constante non significative (-0.799)	On accepte H0; NFAUE est I(1) (1.51)
NFAUS	Tendance non significative (-1.20)	Constante non significative (-2.55)	On accepte H0; NFAUS est I(1) (0.84)

Tableau 4 : Critères AIC et SIC

Critères	AIC	SIC
P=2	-5.8	-3.94
P=3	-5.62	-2.88
P=4	-5.91	-2.29
P=5	-6.27	-1.76
P=6	-6.08	-0.66

Tableau 5 : Test de la Trace

Hypothèses : absence de relation de cointégration	<i>Eigenvalue</i>	Statistique de la Trace	Seuil critique de 5%	Prob.*
Aucune	0.288226	104.9642	95.75366	0.0100
Au plus 1	0.196736	66.20474	69.81889	0.0939
Au plus 2	0.142362	41.23049	47.85613	0.1814
Au plus 3	0.092687	23.72311	29.79707	0.2124
Au plus 4	0.081428	12.63454	15.49471	0.1289
Au plus 5	0.025562	2.951919	3.841466	0.0858
Le test de la Trace indique une relation de cointégration au seuil critique de 5 %				
* on rejette l'hypothèse au seuil de 5%				
**p- value de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)				

L'estimation de la relation de long terme est reportée dans l'équation suivante, les chiffres entre parenthèses sont les t de Student des coefficients estimés :

$$\begin{aligned} \text{LOGEURDOLLAR}_t = & \underset{(4.01)}{0.52} * \text{LOGWTI}_t + \underset{(7.36)}{0.136} * \text{NFAUE}_t - \underset{(-1.7)}{0.0096} * \text{NFAUS}_t \\ & + \underset{(0.37)}{0.84} * \text{DIFINVPER}_t + \underset{(3.52)}{0.045} * \text{DIFTxc}_t - 1.166 \end{aligned}$$

Cette relation montre qu'une hausse du prix du pétrole de 10% correspond à une appréciation de l'euro par rapport au dollar en terme réel de 5.2% ; qu'une amélioration de la position extérieure nette de la Zone Euro de 10% correspond à une appréciation de l'euro par rapport au dollar de 1.36% et qu'une amélioration de la position extérieure nette américaine de 10% correspond à une dépréciation de l'euro par rapport au dollar de 0.096%. De plus, si l'écart de taux d'intérêt augmente de 10% entre la Zone Euro et les Etats-Unis, l'euro s'apprécie de 0.45% par rapport au dollar et si l'écart de rendement boursier anticipé s'élargit de la même façon, on devrait s'attendre à une appréciation de l'euro par rapport au dollar de 8.4%. Les coefficients estimés sont pour la plupart significatifs (pour le prix réel du pétrole, la position extérieure nette européenne et le différentiel de taux d'intérêt). Les coefficients relatifs au différentiel de taux de rendement implicite du capital et à la position extérieure nette américaine ne sont pas significatifs.

La cointégration entre les variables nous permet d'estimer un modèle à correction d'erreur multivarié dans le but de décrire la dynamique d'ajustement des variables vers leur équilibre de long terme. Les résultats montrent que le coefficient du terme à correction d'erreur (les résidus passés z_{t-1}) est négatif et significatif.

Tableau 6 : Le modèle à correction d'erreur :

	$\Delta \log \text{eurodollar}$	$\Delta \log \text{WTI}$	ΔNFAUE	ΔNFAUS	$\Delta \text{DifINvPER}$	ΔDifTxc
Z_{t-1}	-0.057256 (0.01782) [-3.21231]	-0.006663 (0.07528) [-0.08852]	-1.562457 (0.39028) [-4.00344]	-0.052678 (0.05719) [-0.92112]	0.007184 (0.00312) [2.30311]	-0.142333 (0.19390) [-0.73404]
$\Delta \log \text{eurodollar}_{t-1}$	0.244621 (0.08832) [2.76968]	-0.163759 (0.37301) [-0.43902]	3.718427 (1.93391) [1.92275]	-0.307580 (0.28338) [-1.08539]	0.013658 (0.01546) [0.88370]	1.192542 (0.96084) [1.24114]
$\Delta \log \text{WTI}_{t-1}$	0.002975 (0.02346) [0.12681]	-0.092221 (0.09909) [-0.93067]	-0.297461 (0.51374) [-0.57901]	0.048985 (0.07528) [0.65070]	0.003891 (0.00411) [0.94756]	0.152478 (0.25525) [0.59738]
$\Delta \text{NFAUE}_{t-1}$	-0.006964 (0.00393) [-1.77096]	0.006756 (0.01661) [0.40677]	0.443818 (0.08611) [5.15431]	0.012710 (0.01262) [1.00730]	0.000558 (0.00069) [0.81090]	0.003891 (0.04278) [0.09096]
$\Delta \text{NFAUS}_{t-1}$	-0.060568 (0.02244) [-2.69907]	0.111420 (0.09477) [1.17563]	-0.570347 (0.49137) [-1.16073]	0.722104 (0.07200) [10.0290]	0.000415 (0.00393) [0.10570]	0.146767 (0.24413) [0.60119]
$\Delta \text{DifINvPER}_{t-1}$	-0.155250 (0.56535) [-0.27461]	-4.996464 (2.38770) [-2.09259]	3.848556 (12.3792) [0.31089]	-0.720154 (1.81397) [-0.39701]	-0.144112 (0.09893) [-1.45665]	-1.963624 (6.15047) [-0.31926]
$\Delta \text{DifTxc}_{t-1}$	0.001601 (0.00802) [0.19972]	-0.019898 (0.03386) [-0.58770]	0.097243 (0.17554) [0.55397]	0.034540 (0.02572) [1.34282]	0.001076 (0.00140) [0.76696]	0.484358 (0.08721) [5.55368]
C	-0.022096 (0.00903) [-2.44633]	0.065549 (0.03815) [1.71832]	-0.284438 (0.19778) [-1.43816]	-0.110012 (0.02898) [-3.79600]	0.000535 (0.00158) [0.33874]	0.056311 (0.09826) [0.57306]

La vitesse d'ajustement estimée est de 0.057 par mois ce qui signifie qu'environ 68% de l'ajustement à l'équilibre est effectué chaque année.

Le modèle à correction d'erreur multivarié estimé possède ainsi la structure suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \text{LOGEURODOLLAR}_t = & -0.057 * Z_{t-1} + 0.244 * \Delta \text{LOGEURODOLLAR}_{t-1} + 0.0029 * \Delta \text{LOGWTI}_{t-1} \\ & - 0.155 * \Delta \text{DIFINvPER}_{t-1} + 0.0016 * \Delta \text{DifTxc}_{t-1} \\ & - 0.006 * \Delta \text{NFAUE}_{t-1} - 0.06 * \Delta \text{NFAUS}_{t-1} - 0.02 \end{aligned}$$

3. Une perspective théorique.

Nous cherchons, dans cette section à examiner le lien entre taux de change et cours boursiers dans un modèle théorique. Nous utilisons à cette fin un modèle macroéconomique à deux pays : les Etats-Unis et l'Europe, avec cours boursiers, dans lequel le taux de change euro/dollar est déterminé par la parité non couverte des taux d'intérêt. Comme la crise financière est susceptible d'ébranler le statut du dollar comme étalon du système monétaire international, nous cherchons à examiner les répercussions sur le taux de change euro/dollar

d'un scénario où le choix des investisseurs internationaux se retournerait en faveur des actifs financiers libellés en euro. Dans cette optique, le modèle est une extension de Meredith(2001).

3. 1. L'idée principale du modèle.

Le lien entre taux de change et cours de bourse résulte de l'interaction de plusieurs dynamiques et est complexe. Ce lien est circulaire car taux de change et cours de bourse dépendent des fondamentaux mais affectent aussi en retour l'ensemble de l'économie. Le principal canal est celui du taux d'intérêt. Ainsi, les actifs financiers se composent des actifs risqués et des actifs sans risque. Les actifs sans risque sont représentés par la dette publique exogène dans ce modèle, les actifs risqués, sont les actions dont le rendement est le profit par actions. Un choix de portefeuille détermine la composition de la richesse entre dettes publiques et actions que les agents souhaitent détenir. La politique monétaire fixe les taux d'intérêt en fonction de l'objectif d'inflation et de l'écart de la production courante par rapport au potentiel de production. Elle va affecter la composition du portefeuille des agents et la décision d'investir qui influence aussi le niveau de production. Le taux de change, à travers les mouvements des capitaux est affecté par les rendements boursiers et le rendement de la dette publique. Les différences structurelles entre les marchés financiers américains et européens affectent aussi l'évolution du taux de change car l'économie américaine est davantage exposée à des chocs sur les marchés financiers du fait de la taille de ses marchés boursiers, de l'ampleur de l'effet de richesse et de la structure de financement des entreprises.

3.2 : Les hypothèses :

On se situe dans un cadre de substituabilité parfaite des capitaux. Les entreprises financent l'investissement par les actions et par l'endettement. L'introduction des cours boursiers se fait par deux canaux : une prime de risque sur les marchés financiers qui est le rendement additionnel requis pour investir dans une action à la place d'une obligation (ρ) et une fonction de demande croissante des cours boursiers.

Les anticipations des agents sont rationnelles et tournées vers l'avant. La structure des équations, pour les deux .pays est la même. Cependant, quelques différences apparaissent dans le calibrage des paramètres et des variables initiales. Ainsi, les deux pays diffèrent par leur taille : les Etats-Unis représentent le tiers de l'output mondial et l'Europe les deux tiers mais aussi par l'ampleur de l'effet de richesse puisque les américains possèdent une plus forte propension à consommer ($G_{am}=0.05$) que les européens ($G_{am}=0.03$), et par la structure de leur financement : les Etats-Unis ont davantage recours au financement par action.

3.3. Les équations :

Le comportement des consommateurs et l'investissement des entreprises :

La consommation dépend de la richesse totale et de l'accroissement du revenu disponible. La richesse totale est la somme de la richesse humaine (revenu disponible actualisé) ; de la richesse boursière, des avoirs extérieurs nets et de la dette publique. L'équation qui détermine la valeur de la propension à consommer est établie de telle sorte que pour un même niveau de taux d'intérêt réel, la propension à consommer américaine est supérieure à celle du reste du monde. La modélisation du comportement des entreprises est effectuée à l'aide d'un modèle en Q de Tobin. L'idée de base est la suivante : l'entrepreneur investit dans de nouveaux

projets si le marché les valorise au delà de ce qu'ils ont coûté. Sous l'hypothèse d'efficience des marchés financiers, la valeur boursière d'une firme est égale à la somme actualisée de ses flux de profits futurs. Le modèle introduit à la fois le financement par les actions et par la dette. Le prix d'une action est égal à la valeur actualisée du profit par action. Le taux d'actualisation est égal à la somme du taux d'intérêt réel et d'une prime de risque.

$$\begin{aligned}
 C_t &= \text{Gam} * W_t * (Yd_t / Yd_{t-1}) \\
 Yd_t &= (1 - \alpha) * (Y_t * (P_t / Pc_t) - T_t) \text{ avec } \alpha = 0.27 ; \\
 Wt_t &= Wh_t + Wk_t + Nfa_t + Gb_t \\
 Wh_t &= (Yd_t + Wh_{t+1}) / (1 + r_t + v) \text{ avec } v_{us} = 0.05 ; v_f = 0.03 ; \\
 \text{Pr of}_t &= (\alpha * (Y_t * (P_t / Pc_t) - T_t) - \delta * K_{t-1} - rb_t * Pb_t) / S_t \rightarrow \text{avec } \delta = 0.065 \\
 Pq_t &= (\text{Pr of}_t + Pq_{t+1}) / (1 + r_t + \rho) \rightarrow \text{avec } \rho = 0.052 \\
 S_t &= K_t - Pb_t \\
 Wk_t &= Pq_t * S_t + Pb_t \\
 \Delta \log(K_t) &= 0.05 * \log(Wk_{t-1} / K_{t-1}) + \Delta \log(Y_t)
 \end{aligned}$$

Avec C, la consommation ; Gam, la propension à consommer ; Dgam, le taux de croissance de la propension à consommer ; Wt, la richesse totale ; Y, le niveau de production ; Yd, le revenu disponible, r, le taux d'intérêt réel ; Wh, la richesse humaine ; Nfa, les avoirs extérieurs nets ; Gb, la dette publique ; Prof, le profit par action ; Y, la production, P, l'indice des prix à la production ; Pc, l'indice des prix à la consommation ; T, la taxe ; K, le stock de capital ; rb, le taux d'intérêt sur la dette des entreprises, Pb, la dette des entreprises ; S, le nombre d'actions ; Pq, le prix d'une action ; ρ , la prime de risque ; Wk, la valeur de marché du stock de capital.

$$\begin{aligned}
 \text{Pr of} &= 0.083 ; \text{Pr off} = 0.083 \\
 P &= 1 ; Pf = 1 \\
 Pc &= 1 ; Pcf = 1 \\
 T &= 0.2 ; Tf = 0.4 \\
 K &= 1.6 ; Kf = 3.2 \\
 rb &= 0.0602 ; rbf = 0.0602 \\
 Pb &= 0.8 ; Pbf = 1.6 \\
 S &= 0.8 ; Sf = 0.6 \\
 Pq &= 1 ; Pqf = 1 \\
 \rho &= 0.05 ; \rho f = 0.05 \\
 Wk &= 1.6 ; Wkf = 3.2
 \end{aligned}$$

Le budget de l'Etat.

Les dépenses de l'Etat rapportées au PIB sont exogènes. Le taux d'imposition s'ajuste à l'aide d'une fonction de réaction qui assure un ratio dette publique/PIB borné.

$$\begin{aligned}
 G_t &= (G0_t * Yp_t * P_t) / Pc_t \rightarrow G0 = 0.2 \\
 T_t &= t0_t * Y_t * P_t \\
 \Delta t0_t &= tdum * 0.3 * \Delta(Gb_{t-1} * Pc_{t-1}) / (Yp_{t-1} * P_{t-1}) + 0.05 * ((Gb_{t-1} * Pc_{t-1}) / (Yp_{t-1} * P_{t-1})) \\
 Gb_t &= (1 + r_t) * Gb_{t-1} + G_t - T_t
 \end{aligned}$$

Avec, G, les dépenses de l'Etat ; G0 ; les dépenses publiques rapportées au PIB; t0, le ratio Taxe/PIB ; Gb, la dette publique.

$$\begin{aligned}
 G &= 0.2; Gf = 0.4 \\
 t0 &= 0.2; t0f = 0.2 \\
 Gb &= 0; Gbf = 0
 \end{aligned}$$

La balance commerciale, les avoirs extérieurs nets et les prix.

Les importations dépendent de la demande domestique et des prix relatifs. Les prix relatifs sont définis par le rapport entre prix des importations et indice des prix à la production. Les exportations de chaque région sont les importations de l'autre région afin d'assurer le bouclage du modèle. Les avoirs extérieurs nets sont la somme du cumul des flux de soldes commerciaux et du solde du compte des revenus.

$$\begin{aligned}
 Ex_t &= IMf_t \\
 \Delta \ln(IM_t) &= \Delta \ln(Yp_t) + 1.5 * \Delta \ln(C_t + Inv_t + G_t) / Yp_t \\
 &+ 1.3 * \ln(im0) * (P_t / Pm_t) * (C_{t-1} + Inv_{t-1} + G_{t-1}) / (IM_{t-1}) \\
 Tb_t &= (Ex_t * Px_t - Pm_t * IM_t) / Pc_t \\
 Nfa_t &= (1 + r_t) * Nfa_{t-1} + Tb_t \\
 \ln(Pm_t / P_t) &= -pml * \ln(Rer_t) - \ln(Pm_t / P_t) \rightarrow pml = 0.5 \\
 Px_t &= Pmf_t / Er_t
 \end{aligned}$$

Avec, Ex, les exportations ; IM, les importations ; TB, le solde commercial ; Px, le prix des exportations ; Pm, le prix des importations ; Pc, l'indice des prix à la consommation ; Nfa, les avoirs extérieurs nets ; Rer, le taux de change réel ; P, l'indice des prix à la production ; Px, le prix des exportations ; Er, le taux de change nominal ; Pmf, le prix des importations de l'autre région.

$$\begin{aligned}
Ex &= 0.12; Exf = 0.12 \\
IM &= 0.12; IMf = 0.12 \\
Tb &= 0; Tbf = 0 \\
Nfa &= 0; Nfaf = 0 \\
Px &= 1; Pxf = 1 \\
Pm &= 1; Pmf = 1 \\
Re r &= 1; Er = 1
\end{aligned}$$

La production.

Le potentiel de production provient d'une combinaison des intrants travail, capital et productivité exprimés par une fonction Cobb-Douglas. La productivité est exogène, son taux de croissance est de 2% par an. L'input travail croît de 1% par an. Ainsi, à l'équilibre, le potentiel de production croît de 3% par an. La production courante est déterminée par la demande.

$$\begin{aligned}
Yp_t &= K_t^\alpha * (a_t * Lb_t)^{1-\alpha} \\
Y_t &= C_t + Inv_t + G_t + EX_t - IM_t \\
L_t / Lb_t &= (Y_t / Yp_t)^{0.4} \\
ab_t &= ab_{t-1} * (1 + gr) \rightarrow gr = 0.02 \\
lb_t &= lb_{t-1} * (1 + grl) \rightarrow grl = 0.01
\end{aligned}$$

Avec Yp , la production à son potentiel ; K , le stock de capital ; a , la productivité totale des facteurs ; Y , la production courante ; L , l'input travail ; ab , la productivité totale des facteurs à l'équilibre ; gr , le taux de croissance de la productivité totale des facteurs à l'équilibre ; lb , l'input travail à l'équilibre ; grl , le taux de croissance du travail à l'équilibre.

$$\begin{aligned}
Yp &= 1; Ypf = 2; \\
K &= 1.6; Kf = 3.2; \\
a &= 1; af = 1; \\
L &= 1; Lf = 2; \\
ab &= 1; abf = 1; \\
lb &= 1; lbf = 2;
\end{aligned}$$

Les salaires.

La boucle prix salaire est déterminée par un modèle de courbe de Philips. Le taux de croissance du salaire nominal dépend de l'inflation anticipée, du taux de chômage, et du taux de croissance du salaire réel de plein emploi anticipé. La formation des salaires se base sur des anticipations adaptatives.

$$\Delta \ln(w_t) = 0.5 * dpc_{t-1} + dpc_{t+1} + dwe_t - w1 * rnu \rightarrow w1 = 0.5$$

$$dwe_t = 0.25 * (\ln(w_{t-1} / w_{t-5}) - \ln(Pc_{t-1} / Pc_{t-5}))$$

$$rnu_t = \ln(Lb_t / L_t)$$

$$Pc_t = P_t^{1-im0} * Pm^{im0}_t \rightarrow im0 = 0.12$$

$$dpe_t = 0.5 * dp_{t-1} + 0.5 * dp_{t+1}$$

$$dp_t = \Delta \ln(P_t)$$

$$dpc_t = \Delta \ln(Pc_t)$$

Avec, w, le salaire nominal ; dwe, le taux de croissance du salaire réel anticipé ; rnu, le taux de chômage ; dpe, le taux d'inflation anticipé ; dp, le taux d'inflation courant ; dpc, le taux d'inflation courant basé sur l'indice des prix à la consommation ; rnu, le taux de chômage ; Lb, le travail à l'équilibre ; L, le travail courant.

$$w = 0.73; wf = 0.745$$

$$dwe = 0.019; dwe^f = 0.019$$

$$rnu = 0; rnu^f = 0$$

$$dpe = 0; dpe^f = 0$$

$$dp = 0; dp^f = 0$$

$$dpc = 0; dpc^f = 0$$

Les taux d'intérêt et le taux de change :

Les taux d'intérêt de court terme sont déterminés à l'aide d'une règle de Taylor. Le taux d'intérêt réel d'équilibre est la moyenne pondérée des taux d'intérêt de court terme des quatre années précédentes. La variation anticipée du taux de change réel est déterminé par la parité des taux d'intérêt non couverte. Le taux de change courant ainsi que le taux de change réel d'équilibre (anticipé) reflètent l'évolution future des taux d'intérêt.

$$r_t = rss_t + 0.5 * dpc_t + 0.5 * qgap_t$$

$$qgap_t = \ln(Y_t / Yp_t)$$

$$rss_t = 0.25 * (r_{t-1} + r_{t-2} + r_{t-3} + r_{t-4})$$

$$\ln(\text{Re } r_{t+1}) - \ln(\text{Re } r_t) = \ln((1 + rf_t) / (1 + r_t))$$

$$Er_t = \text{Re } r_t * (P_t / Pf_t)$$

Avec r, le taux d'intérêt réel de court terme ; rf, le taux d'intérêt réel de court terme de l'autre région ; rss, le taux d'intérêt réel à l'état stationnaire ; qgap, l'output gap ; Rer le taux de change réel ; Er, le taux de change nominal.

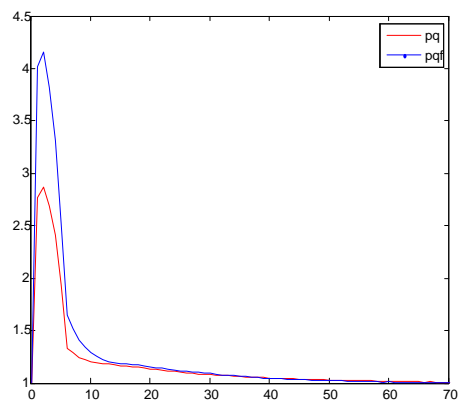
$r = 0.03; r_f = 0.03$ $r_{ss} = 0.03; r_{ssf} = 0.03$ $q_{gap} = 0; g_{apf} = 0$ $Re_r = 1; Er = 1$

3.4 : Simulations.

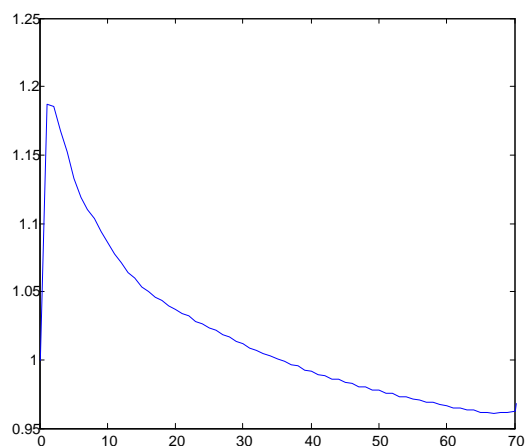
Nous effectuons deux types de chocs sur la prime de risque des marchés financiers : un choc symétrique visant à expliquer l'appréciation du dollar par rapport à l'euro lors de la formation de la bulle de la nouvelle économie et un choc asymétrique visant à examiner les répercussions d'une réorientation du choix des investisseurs internationaux vers les actifs en euro. Nous étudions la dynamique d'ajustement du taux de change sur le court terme et le long terme à la suite de ces 2 chocs.

Baisse symétrique de la prime de risque aux Etats-Unis et en Europe pour expliquer la force du dollar lors du lancement de l'euro.

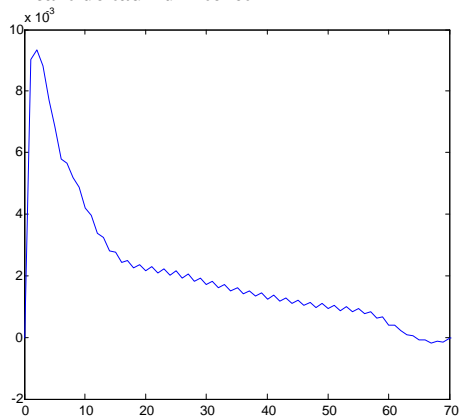
Cours boursiers



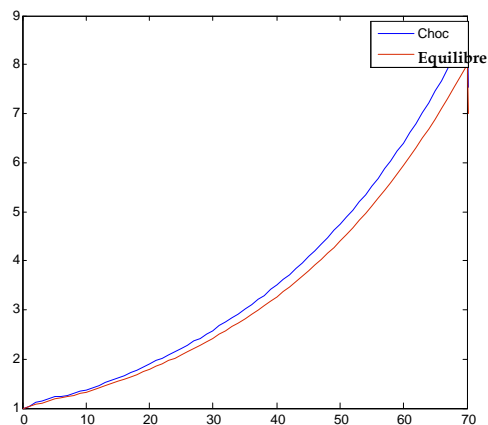
Taux de change réel



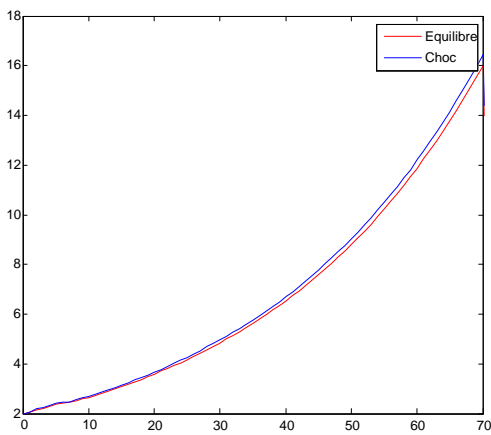
Ecart de taux d'intérêt



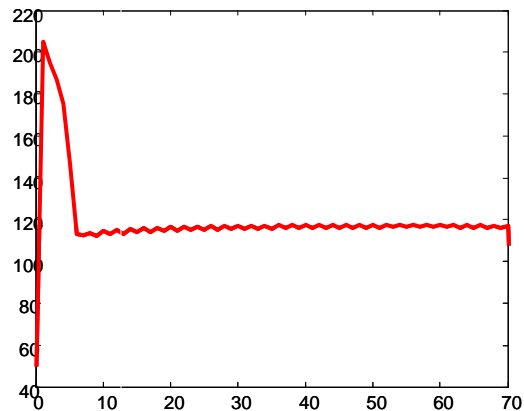
Production américaine



Production Européenne



Ecart de capitalisation boursière¹¹



Sur le court terme, la baisse de la prime de risque entraîne une hausse des cours boursiers aux Etats-Unis et en Europe. La hausse des cours boursiers entraîne une hausse de l'investissement ce qui accroît l'écart de capitalisation car l'investissement américain est financé principalement par les actions. Ce choc provoque une hausse de la demande aux Etats-Unis car l'effet de richesse y est plus fort. Le dollar s'apprécie sous l'effet de l'écart de capitalisation. La balance commerciale américaine se dégrade du fait de la hausse de la demande et de la baisse de la compétitivité en raison de l'appréciation du dollar. Le taux d'intérêt augmente plus fortement aux Etats-Unis même si l'appréciation du dollar compense les tensions inflationnistes. Sur le long terme, le choc est absorbé, la production américaine augmente davantage que la production européenne, ce qui explique la hausse plus forte du taux d'intérêt américain. Le taux de change réel doit donc s'apprécier en application de la parité non couverte des taux d'intérêt.

Baisse de la prime de risque en Europe et hausse de la prime de risque aux Etats Unis : réorientation du choix des investisseurs vers les actifs en euro.

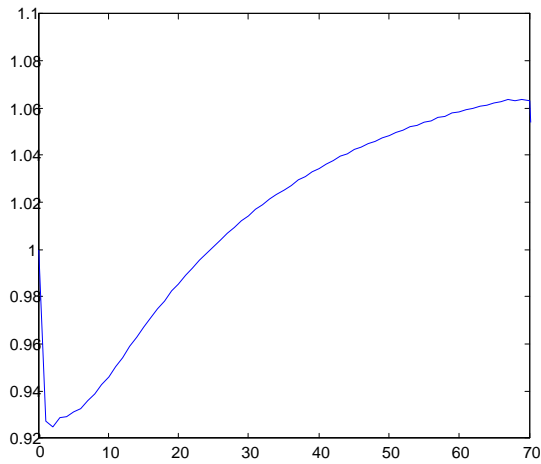
Nous procédons par la suite à un choc asymétrique visant à examiner les répercussions sur le taux de change réel du dollar d'une réorientation des investisseurs vers les actifs en euro. Le choc provoque une hausse des cours boursiers européens ce qui entraîne une hausse de l'investissement et de la demande. La hausse de la demande provoque des tensions inflationnistes, et pousse la banque centrale européenne à augmenter ses taux d'intérêt. La hausse de la prime de risque aux Etats-Unis provoque une baisse des cours boursiers américains. La baisse des cours boursiers entraîne une baisse de l'investissement et une forte baisse de la demande (du fait de l'effet de richesse). Ainsi, la banque centrale américaine baisse ses taux d'intérêt. Ceci a pour effet de produire un différentiel de taux d'intérêt négatif¹². Le taux de change réel se déprécie sur le court terme puis s'apprécie en application de la parité non couverte des taux d'intérêt. Le solde commercial américain se dégrade sur le court terme sous l'effet de la dépréciation du change et le solde commercial européen s'améliore sous le double effet de la dépréciation du taux de change et la hausse de l'activité. Sur le long terme, le choc est absorbé, la production européenne augmente et la production américaine baisse, ce qui explique la hausse plus forte des taux d'intérêt européens. Le taux

¹¹ Capitalisation boursière rapportée au PIB américaine- Capitalisation boursière rapportée au PIB européenne.

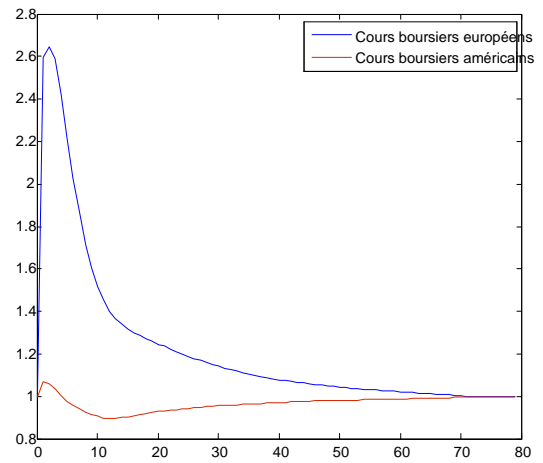
¹² Entre les Etats-Unis et l'Europe

de change réel doit se déprécier. Ainsi, la balance commerciale américaine se dégrade sur le long terme sous le double effet de l'appréciation du change et de la baisse de l'activité et la balance commerciale européenne s'améliore.

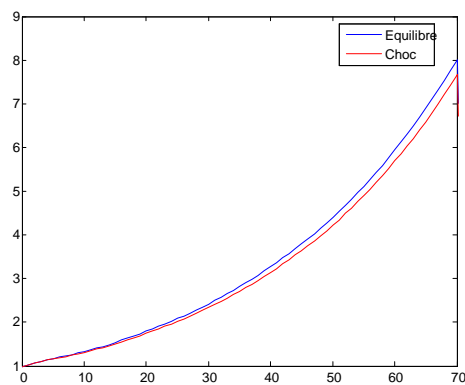
Taux de change réel



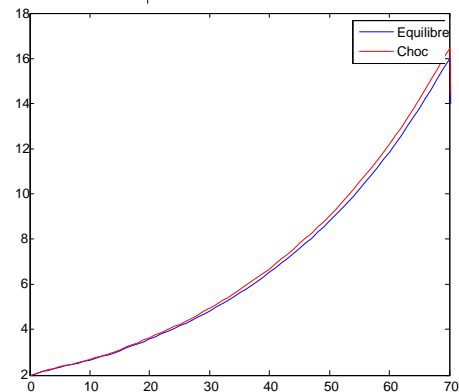
Cours boursiers



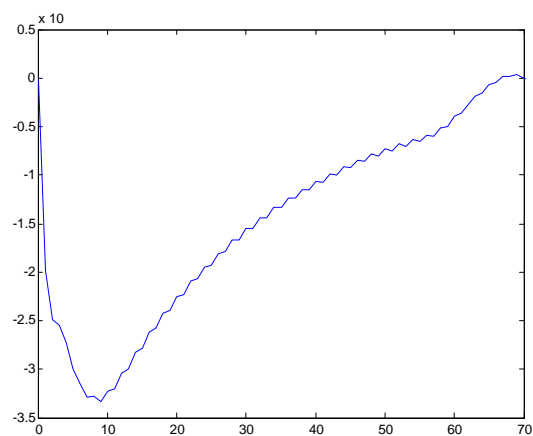
Production américaine



Production européenne



Ecart de taux d'intérêt



Conclusion :

Le lien entre marché des changes et marché boursier a été étudié à travers une analyse factuelle, empirique et théorique. Les faits stylisés de l'euro/dollar ont mis en exergue le rôle majeur des écarts de taux d'intérêt (rendement des actifs financiers certains) et des rendements boursiers anticipés (rendements des actifs financiers incertains) dans l'évolution de ce taux de change. L'estimation de la relation de long terme de ce taux de change dans un modèle à correction d'erreur multivarié, a montré qu'une hausse du différentiel de taux de rendement implicite du capital entre la zone euro et les Etats-Unis de 10% devrait s'accompagner d'une appréciation de l'euro par rapport au dollar de 8.4%. Le modèle théorique basé sur la parité des taux d'intérêt a montré qu'une baisse symétrique de la prime de risque des actions entraînant une hausse des cours boursiers dans les deux pays induisait une appréciation du taux de change réel du dollar sur le court terme et une dépréciation de celui-ci sur le long terme. Cependant, un choc asymétrique sur cette prime de risque, (une hausse de la prime de risque aux Etats Unis et une baisse en Europe), entraînait une dépréciation du taux de change sur le court terme. Ce résultat pourrait confirmer l'idée selon laquelle, la crise financière actuelle serait susceptible d'aboutir sur une crise de confiance du dollar. Mais ceci n'est possible que si les pays asiatiques décidaient brutalement de ne plus soutenir cette devise et de poursuivre la diversification de leur portefeuille entreprise depuis plusieurs années.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES:

- AJAYI R. et MOUGOUE M. [1996], « On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates », *Journal of Financial Research*, 19, 193-207.
- BRANSO W [1976], « Asset markets and relative prices in exchange rate determination », dans *Handbook of International Economics*, Kenen B. et Jones R., Amsterdam North Holland.
- CAPIELLO L. et DE SANTIS R. [2005], « Explaining Exchange Rate Dynamics: The Uncovered Equity Return Parity Condition », European Central bank, *Working paper* n° 529, Septembre.
- COHEN D. et LOISEL O. [2001], « Why was the Euro Weak? Markets and Policies », *European Economic Review*, Elsevier, vol. 45(4-6), pages 988-994, Mai.
- DIEBOLD F. et PAULY P. [1988], « Endogenous Risk in a Portfolio-Balance Rational Expectations Model of the Deutschmark-Dollar Rate », *European Economic Review*, 32, 27-53.
- FRANKEL J. [1993], « Monetary and Portfolio-Balance Models of the Determination of Exchange Rates », dans *On Exchange Rates*, Chapitre 4, 956115, The MIT Press.
- KIM K. [2003], « Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model », *Review of Financial economics*, 12, 301-313.
- LARDIC S. et MIGNON V. [2002], « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », *Economica*
- LANE P.R et MILESI-FERRETTI G.M [2001], « The external wealth of nations: Measures of foreign Assets and liabilities for industrial Developing Countries », *Journal of International Economics*, Vol 55 pages 263-94
- MALLIAROPULOS D. [1998], « International Stock Return Differential and Real Exchange changes », *Journal of international money and finance*, Vol 17 pages 493-511.
- MEREDITH G. [2001], « Why has been the euro weak? », *IMF Working paper*, WP/01/155, Octobre.
- MIGNON V [2008], « Econométrie : Théorie et applications », *Economica*.

MORLEY B.et PENTECOST E. [1998], « Asset Pricing and foreign exchange risk: econometric evidence for the G7», *Journal of international Money and Finance*, Elsevier Vol (17) 2, pages 317-329, Avril

SMITH C. [1992], « Equities and The UK Exchange Rate », *Cambridge University Press*.

STERDYNIAK H. VILLA P [2004], «Taux de change, cours de bourse et choc d'offre: un modèle dynamique à deux pays », papier présenté au congrès de l'AFSE.