

La coopération monétaire régionale est-elle un préalable à l'intégration commerciale de l'Asie ?

Kang-Soek LEE et Philippe SAUCIER^(*)

L'intégration économique régionale a longtemps été considérée en Asie comme un objectif secondaire. Le Forum de coopération économique Asie-Pacifique (APEC) et même l'Association des nations du Sud-Est asiatique (ASEAN) n'ont été, à l'origine, que des projets de coopération *a minima* en réplique à ce qui était perçu comme la constitution de blocs régionaux en Europe puis en Amérique du Nord. La menace d'un repli sur des blocs régionaux s'estompant, la dépendance commerciale de l'Asie vis-à-vis des pays avancés n'a fait, en réalité, que s'accroître, alors même que le développement du commerce intra-asiatique marquait le pas. C'est sans doute dans ce contexte qu'une solution d'ancrage nominal de la plupart des monnaies asiatiques au dollar américain s'est plus ou moins spontanément imposée dans les années 1980 (à l'exception importante du yen japonais). Il s'agissait, au delà d'objectifs de stabilisation macroéconomique par le recours aux changes fixes, d'éviter qu'une volatilité importante des taux de change vis-à-vis du principal partenaire commercial ne perturbe les marchés d'exportation. En l'absence même de coopération monétaire régionale explicite, l'accord tacite d'un rattachement au dollar de chaque pays offrait en outre une solution permettant d'éviter une surenchère de dépréciations compétitives entre pays concurrents sur les mêmes marchés d'exportation vers les pays développés. Ito & Ogawa (2000) ont avancé l'idée que cette solution d'un rattachement non coordonné de la plupart des monnaies asiatiques à la monnaie internationale de référence constituait un équilibre de Nash, sous-entendant que cet équilibre pourrait être inférieur à une solution coopérative.

Cet arrangement s'est accompagné d'un essor très important des exportations asiatiques et a même sans doute contribué en partie au développement du commerce intra-régional, bénéficiant de façon incidente d'une zone de stabilité monétaire.

Cette solution comportait toutefois un certain nombre de faiblesses. Le rattachement implicite au dollar n'était possible qu'au prix d'une forte instabilité des changes vis-à-vis du yen et des monnaies européennes. Or, le Japon, en raison de sa proximité géographique et de son poids économique, est devenu un partenaire commercial très important, mais également le principal pourvoyeur de financements. En outre, l'endettement en yen des pays asiatiques a fait peser une menace d'instabilité sur les monnaies rattachées au

^{*} Université d'Orléans (Kangsoek.Lee@univ-orleans.fr) (philippe.saucier@univ-orleans.fr)
Laboratoire d'Economie d'Orléans, rue de Blois, 45067 Orléans Cedex 2

dollar (Benassy-Queré, 1999). Dans une certaine mesure également, l'instabilité des changes vis-à-vis des monnaies européennes pouvait constituer un handicap pour l'essor du commerce des pays asiatiques vers cette région.

Finalement, au regard des critères des théories relatives aux zones monétaires optimales, les conditions n'étaient pas remplies pour que les pays asiatiques rattachés au dollar, plus les États-Unis, constituent un ensemble de pays susceptibles d'absorber individuellement les chocs macroéconomiques sans ajustement de leurs taux de change réciproques. Néanmoins cette discipline du partage de l'ancrage à une monnaie commune aurait pu progressivement infléchir les structures économiques et était un facteur favorisant une intégration commerciale spontanée. Cette voie a même été avancée comme une alternative à l'intégration de type institutionnel dont l'Europe représente le modèle.

Ce régime monétaire de changes fixes a cependant cédé, en juillet 1997, aux attaques spéculatives, favorisées par l'absence de coopération monétaire régionale et de mécanismes d'ajustement coordonnés. Il a laissé la place à une très grande instabilité des taux de change et à une recomposition plus ou moins anarchique de sous-ensembles monétaires à nouveau ancrés sur le dollar pour certains, davantage orientés vers le yen pour d'autres (Lee & Saucier, 2003), faisant courir le risque d'une déstabilisation des canaux du commerce.

La question s'est, dès lors, posée de trouver les moyens de remettre les pays d'Asie sur la voie d'un processus d'intégration fondé sur le développement du commerce intra-régional.

Dans cette perspective, la constitution d'une zone de stabilité des changes était-elle un préalable au développement du commerce intra-régional ou bien devait-on trouver d'autres moyens d'approfondissement de l'intégration commerciale avant de pouvoir envisager une zone de stabilité des changes ? A ce type de question, la construction européenne a apporté une réponse tranchée. Ce n'est que longtemps après avoir développé le marché commun, que l'Europe s'est très progressivement engagée dans la voie de la coopération monétaire, en faisant de l'union monétaire le point d'aboutissement.

L'Asie, sous le choc de la crise de 1997, a perçu la nécessité de mettre en avant la coopération monétaire, pour précisément éviter que le timide processus d'intégration commerciale ne soit entravé par l'instabilité des taux de change. Certes la coopération monétaire peut prendre plusieurs formes et peut être plus ou moins contraignante. La coopération relativement informelle entre banques centrales pour mettre en place des accords de *swap* utilisables pour combattre les attaques spéculatives (telle qu'elle a été proposée par le Japon en 2000, sous le nom de *Chiang Mai Initiative*), n'est pas incompatible avec le maintien d'un flottement dirigé et donc une certaine instabilité des changes. Mais d'autres projets ont fait l'objet de discussions sur la possibilité de rattacher tout ou partie des monnaies asiatiques à un panier commun sur le modèle adopté dans le Système monétaire européen (SME), ce rattachement pouvant se faire de façon plus ou moins rigide et dans le cadre d'une coopération rendant possible

une révision concertée des parités (Bird & Rajan, 2002 ; Mundell, 2001, Calvo & Reinhart, 2000).

Les projets de "monnaie asiatique" restent encore très vagues et peu réalistes et ne pourraient là aussi que constituer un point d'aboutissement d'un long processus de coopération monétaire.

Pour alimenter ce débat sur l'ordre ou l'importance relative des actions à entreprendre pour approfondir un processus d'intégration régionale, l'étude de la relation entre la volatilité des taux de change et l'intensité des flux commerciaux peut être décisive. Si l'instabilité des changes entre deux pays n'exerce aucune influence négative sur leur commerce bilatéral, la nécessité de s'engager dans un arrangement contraignant visant à stabiliser les changes est inutile. Au contraire, la mise en évidence d'une forte corrélation négative entre volatilité des changes et commerce constitue une indication en faveur d'une priorité à donner à la coopération monétaire.

Les fondements théoriques d'une telle analyse reposent sur l'hypothèse d'une aversion au risque des agents économiques prenant des décisions d'arbitrage entre l'offre sur le marché domestique et divers marchés d'exportation plus ou moins risqués, ou, symétriquement, entre la demande sur le marché domestique et l'importation en provenance de divers marchés. Le risque résultant de la volatilité des taux de change peut faire obstacle au commerce international en constituant un coût de transaction additionnel (Ethier, 1973). On invoque parfois l'existence d'instruments de couverture peu coûteux, sur les marchés à terme, pour mettre en doute cette influence négative de la volatilité des taux de change sur le commerce. Toutefois les marchés des changes, en particulier lorsqu'ils concernent les monnaies de petits pays, sont très incomplets, notamment sur les maturités longues, et les décisions d'investissement pour développer des capacités d'exportation entraînent des coûts irréversibles qui ne peuvent pas généralement être couverts. Sans doute l'influence de la volatilité est-elle différente selon le type de produit échangé internationalement et en particulier selon la structure concurrentielle des marchés concernés, ce qui explique qu'aucun consensus théorique n'ait été véritablement trouvé sur cette question.

L'influence de la volatilité du change sur le commerce doit donc avant tout être établie empiriquement.

La très abondante littérature sur ce sujet aboutit souvent à des résultats ambigus¹. Cette ambiguïté peut résulter à la fois du choix des pays sur lesquels portent les études, pays dont les structures et le niveau de développement peuvent être très différents², mais également de la méthodologie adoptée. A cet

¹ De nombreux auteurs mettent en évidence un impact significativement négatif de la volatilité des changes sur le commerce. Voir, par exemple, Barro & Tenreyro (2003), Rose (2000), Dell'Ariccia (1999), Caporale & Doroodian (1994), Chowdhury (1993) et Pozo (1992). D'autres études, elles aussi nombreuses, mettent cependant en doute ce résultat, voire établissent le résultat inverse. Par exemple, voir McKenzie & Brooks (1997) et Viaene & De Vries (1992).

² Voir Chou (2000) et Koray & Lastrapes (1989).

égard, il importe peu d'établir que la volatilité du change a un impact négatif ou non sur le commerce en général, dès lors que la question se rapporte à la situation des seuls pays d'Asie susceptibles de s'engager dans un processus de construction d'une zone monétaire. Par contre une grande attention doit être portée aux méthodes empiriques.

Pour conduire cette étude, nous examinerons la relation entre la volatilité des taux de change et les flux commerciaux bilatéraux entre 8 pays asiatiques³, auxquels on ajoute les Etats-Unis dans un but de comparaison⁴. Les résultats, en mettant en évidence ou non une relation entre volatilité des taux de change et commerce des pays étudiés, devraient permettre d'établir si la stabilisation des changes par une politique de coopération monétaire régionale est un enjeu important, voire un préalable, au développement de l'intégration commerciale de la région.

La section 1 présente l'ensemble des méthodes utilisées et décrit les données. Les résultats des estimations empiriques et leur interprétation sont présentés dans la section 2.

I. MÉTHODOLOGIE

I.1 Modélisation du commerce

Pour examiner la relation entre le commerce et la volatilité des taux de change, il est nécessaire de disposer d'un modèle empirique permettant de contrôler l'influence des déterminants essentiels du commerce bilatéral entre les différents pays d'Asie étudiés. Nous proposons de retenir en partie les hypothèses du modèle de gravité, qui est considéré comme l'un des modèles empiriques les plus performants pour expliquer l'évolution du commerce. Dans cette approche, le commerce bilatéral est principalement expliqué par le PIB du pays examiné, par celui du pays partenaire commercial, et par la distance entre les deux pays. De manière générale, on considère que les PIB, représentant les tailles respectives des économies, affectent positivement le commerce, alors que la distance l'affecte négativement.

Toutefois, l'analyse utilisée prenant en compte l'ensemble des caractéristiques propres à chaque pays, y compris la distance, il ne sera pas nécessaire d'introduire cette variable explicitement. Il reste à prendre en compte l'influence des taux de change.

³ Chine, HongKong, Japon, Corée, Philippines, Singapour, Thaïlande, Taïwan. L'Indonésie et la Malaisie, dont le commerce d'exportation est constitué pour une part très importante de matières premières, ont été exclus de l'analyse, le commerce de matières premières étant largement indépendant du risque de change.

⁴ Pour la plupart des pays d'Asie, les Etats-Unis sont le principal partenaire commercial et l'ancrage nominal au dollar a constitué, pour une partie d'entre eux, un objectif essentiel de la politique de change.

Le *niveau* du taux de change bilatéral est un déterminant essentiel de la compétitivité relative entre deux pays. Mais l'influence de cette variable sur le commerce total (importation + exportation) reste ambiguë, dans la mesure où un gain de compétitivité augmente les exportations, mais en même temps réduit les importations, ou réciproquement. C'est donc davantage la volatilité qui est susceptible de déterminer l'intensité des flux commerciaux bilatéraux.

Pour étudier l'impact de la volatilité des changes, nous utilisons les taux de change bilatéraux nominaux des pays asiatiques. Si l'on examinait l'évolution du commerce agrégé d'un pays, l'utilisation du taux de change effectif serait légitime. Mais pour expliquer les flux bilatéraux de commerce, il convient de retenir les taux de change croisés.

Par ailleurs, l'objectif de cette étude étant d'étudier l'impact sur l'intégration commerciale des politiques de stabilisation des taux de change nominaux, c'est donc cette mesure, de préférence au taux de change réel, qui sera retenue.

Le modèle explicatif du commerce bilatéral sera spécifié comme suit :

$$CBI_i = Const + \beta_1 PIB_i + \beta_2 VOL_i + \varepsilon_i \quad [1]$$

avec **CBI** = le commerce bilatéral (exportation+importation) ; **PIB** = la somme des deux PIB (PIB du pays examiné et celui du pays partenaire commercial)⁵ ; **VOL** = la volatilité du taux de change bilatéral. Toutes les variables sont en logarithme.

Le signe attendu de **β_1** est positif, par contre aucune hypothèse *a priori* n'est faite sur le signe de **β_2** objet de l'étude.

Toutefois, les séries temporelles de volatilité introduites dans ce modèle doivent être préalablement construites.

1.2 Construction des séries de volatilité des taux de change et modèle ARCH

Avant d'estimer ce modèle du commerce, il convient de préciser la définition et la méthode de mesure de la volatilité des taux de change. De manière générale, on peut distinguer deux catégories de définitions. Les approches traditionnelles retiennent généralement la variance ou l'écart type de la variation des taux de change. Plus récemment, de nombreuses études ont retenu la variance des erreurs d'estimation de taux de change, conditionnée par les valeurs passées de ces erreurs, et/ou également par les valeurs passées de la variance elle-même, techniquement définie par le processus ARCH ou GARCH⁶.

Sous l'hypothèse d'une variance constante du taux de change, on peut définir la volatilité des taux de change comme l'écart type ou la variance des variations de taux de change pour une période donnée. Plusieurs auteurs utilisent ce type de

⁵ Initialement, nous avons inclus les PIB, comme deux variables distinctes. Nos estimations ont confirmé, dans la quasi-totalité des cas, la significativité de ces deux variables et donc l'influence positive de la taille sur le commerce. Cet aspect nous a conduit à ne retenir qu'une seule variable PIB total (la somme des deux PIB), afin de mieux nous concentrer sur la relation entre le commerce et la volatilité du taux de change.

⁶ ARCH = *Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity*. GARCH = *Generalized ARCH*.

mesure de volatilité des taux de change, afin d'analyser son impact sur le commerce. C'est le cas de Rose (2000)⁷ et Dell'Ariccia (1999)⁸. Pourtant, ce type de définition peut être critiqué pour s'appuyer de manière illégitime sur l'hypothèse de variance constante : en effet, dans une optique purement statistique, la distribution des séries temporelles, en particulier des séries financières comme les taux de change, n'est pas considérée comme ayant une variance constante. Comme cette hypothèse n'est pas respectée, cette mesure risque de ne pas être valide. D'ailleurs, comme l'a souligné McKenzie (1998), cette mesure n'est pas capable de prendre en compte l'incertitude de change, qui est l'élément essentiel de la notion de volatilité des taux de change. En effet, même si les taux de change sont instables, les fluctuations du change ne représentent pas automatiquement les risques ou incertitudes du change. L'incertitude ne représente que la part imprévue de la fluctuation du taux de change, autrement dit les erreurs de prévision.

La variance des taux de change n'étant pas généralement constante, les processus ARCH/GARCH sont considérés comme étant plus appropriés pour définir la volatilité que l'écart type. Ce type d'approche permet de prévoir les fluctuations du taux de change, en tenant compte des erreurs passées dans les estimations. Pozo (1992), Kroner & Lastrapes (1993), Caporale & Doroodian (1994), Qian & Varangis (1994), McKenzie & Brooks (1997), McKenzie (1998), et Chou (2000), parmi d'autres, emploient cette mesure pour générer les séries de volatilité des taux de change. Les modèles standards ARCH(q) et/ou GARCH(q,p) ainsi utilisés peuvent s'écrire de la manière suivante :

$$TCB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i TCB_{t-i} + e_t \quad [2]$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \gamma_j h_{t-j} + v_t \quad [3]$$

avec **TCB** = la série de taux de change bilatéral 'stationnaire'⁹, spécifiée ici comme AR(k)¹⁰ ; α_0 et β_0 sont des constantes ; α_i , β_i , et γ_j sont des coefficients ; **e** représente les erreurs d'estimation dont la distribution suit une loi normale avec pour moyenne zéro et la variance conditionnelle, **h**, qui dépend des valeurs retardées de **e**², ou dépend à la fois de ces valeurs et des valeurs retardées de **h** lui-même. Le terme **v** est un bruit blanc.

L'utilisation des modèles ARCH/GARCH est empiriquement valide à certaines conditions, telles que l'existence d'effet d'ARCH ou la convergence du modèle. Les détails sont présentés en annexe. Les tests confirment que ces conditions

⁷ L'écart type de la variation des taux de change nominaux mensuels en logarithme, pour une période de 5 ans précédant la date d'estimation.

⁸ (1) l'écart type de la variation en logarithme de taux de change (réel et nominal) ; (2) la différence carrée entre les taux de change au comptant (*spot rate*) et à terme (*forward rate*) ; (3) la différence entre les valeurs maximale et minimale du taux de change nominal au comptant (*spot rate*).

⁹ Soit le taux de change en niveau (d=0), soit le taux de change différencié (d=1), par exemple.

¹⁰ *Auto-Regressive* avec *k* retards.

sont en général satisfaites pour la majorité des taux de change examinés. Les résultats d'estimation des modèles ARCH/GARCH sont présentés dans le tableau 1. Les coefficients ainsi estimés étant suffisamment significatifs, les séries h seront utilisées pour représenter la volatilité des taux de change dans le modèle du commerce de l'équation [1].

On observera dans le tableau 2 que les volatilités des taux de change de la Chine et du Japon sont les plus élevées pour l'ensemble des pays examinés, ce qui indiquerait que ces deux pays ne sont pas à la recherche d'une stabilité des changes vis-à-vis de leurs partenaires asiatiques. Inversement, il se confirme que les volatilités des taux de change entre les 6 pays (HongKong, Corée, Taïwan, Philippines, Singapour, Thaïlande) et leurs volatilités vis-à-vis du dollar américain sont relativement faibles. Ces résultats rejoignent ceux d'Ito & Ogawa (2000) et Calvo & Reinhart (2000), et indiquent que la stabilité des taux de change bilatéraux entre ces pays est plus ou moins atteinte, mais sans coopération régionale, à travers l'ancrage à une monnaie commune, le dollar américain.

I.3 Tests de stationnarité et approche de co-intégration

La majorité des pays asiatiques examinés ici ont subi des chocs structurels majeurs dans les années 1980-1990, tels que la dévaluation de la monnaie chinoise et la crise monétaire et financière de 1997-98¹¹. Toutefois, les différents tests de stationnarité qui permettent de prendre en compte ces chocs aboutissent tous à des résultats convergents. La majorité des séries de commerce bilatéral et de PIB sont caractérisées comme non-stationnaires, $I(1)$, alors que la quasi-totalité des séries de volatilité des taux de change bilatéraux, générées par les processus ARCH ou GARCH, sont caractérisées comme stationnaires, $I(0)$. Les degrés d'intégration des séries étant différents, pour pouvoir utiliser les méthodes de co-intégration, il était nécessaire de tester l'existence de relations de long terme¹². Ces résultats permettent d'utiliser les modèles de correction d'erreur (ECM)¹³. Les équations estimées dans ce cadre peuvent s'écrire de la manière suivante :

- Equation de long terme :

$$CBI_t = \alpha + \beta_1 PIB_t + \beta_2 VOL_t + u_t \quad [4]$$

- Equation de court terme (correction d'erreur) :

$$\Delta CBI_t = \gamma_1 \Delta PIB_t + \gamma_2 \Delta VOL_t + \delta u_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{avec } \delta < 0. \quad [5]$$

¹¹ Afin de mieux caractériser la stationnarité des séries utilisées, nous avons appliqué l'une des extensions de test de racine unitaire, le test de Perron, ainsi que des tests ADF traditionnels.

¹² Pesaran & Shin (1999) proposent d'examiner la significativité des variables en niveau retardées pour la variation de la variable dépendante, afin de tester l'existence de relation de co-intégration entre les variables sans tenir compte du degré d'intégration.

¹³ *Error Correction Model*, méthode d'Engle-Granger.

Par cette méthode nous examinons, à la fois, les relations de court terme et de long terme entre le commerce bilatéral, le PIB total, et la volatilité du taux de change bilatéral pour chacun des pays étudiés.

I.4 Données et méthodes d'estimation

Les données utilisées couvrent la période 1985 à 2003, en fréquence trimestrielle¹⁴. Les flux commerciaux et les PIB sont exprimés en dollar américain courant. Les taux de change utilisés pour générer les volatilités sont également des indices trimestriels¹⁵ (1995Q1=100) des valeurs nominales de la monnaie du pays examiné en monnaie du pays partenaire commercial. Dans les estimations, toutes les variables sont exprimées en logarithme, ce qui permet leur interprétation en terme d'élasticités. Une première estimation porte sur la période :

- 1986 – 2003 (ensemble de la période)¹⁶
- Afin de prendre en compte la rupture dans les régimes de change provoquée par la crise 1997-98, deux sous-périodes seront distinguées :
- 1986 – 1996 (avant la crise)
- 1999 – 2003 (après la crise)

Les estimations sont effectuées en données de PANEL, ce qui permet de s'affranchir des limites liées au nombre d'observations trimestrielles, en particulier dans la seconde sous-période. Le modèle sera donc estimé pour chacun des 8 pays étudiés, en introduisant l'ensemble de ses relations bilatérales vis-à-vis des 7 autres partenaires. Cette méthode permet d'estimer l'impact général (β_2 et γ_2) des volatilités des changes du pays examiné vis-à-vis de ses partenaires sur le commerce. L'estimation est réalisée avec un modèle *pooled*¹⁷.

II. RÉSULTATS

II.1 Analyse descriptive

Le graphique 1 montre l'évolution de la moyenne générale des volatilités des changes bilatéraux générées par les modèles ARCH/GARCH.

¹⁴ Les données proviennent de Datastream qui reprend en particulier les statistiques du FMI et des banques centrales des pays étudiés. Les pays sont notés comme suit : Chine=CH ; HongKong=HK ; Japon=JP ; Corée=KR ; Philippines=PH ; Singapour=SP ; Thaïlande=TH ; Taïwan=TW.

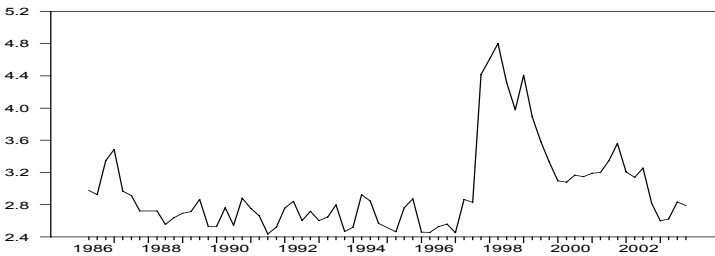
¹⁵ Dans une optique économétrique pure, une estimation de volatilité du taux de change trimestriel par un processus ARCH peut poser un problème de singularité ; l'utilisation des données trimestrielles conduit à obtenir une ampleur de variance des erreurs moins importante que celle de données plus fréquentes. Toutefois les tentatives pour intégrer des mesures de la volatilité construites à partir de données mensuelles n'ont pas permis d'améliorer la significativité. Ce résultat rejoint les observations de McKenzie (1998).

¹⁶ Après application de ARCH/GARCH, les séries de volatilité ne peuvent débuter qu'en 1986.

¹⁷ Les estimations réalisées avec des modèles à effets fixes *within* et à effets aléatoires n'améliorent pas la significativité des résultats.

Afin de la comparer avec celle des commerces bilatéraux, le graphique 2 présente l'évolution du ratio de commerce intra-régional dans le commerce total des pays asiatiques. La volatilité générale du change entre ces pays, accentuée autour de la crise 1997-98, semble être fortement corrélée négativement avec le ratio du commerce intra-régional¹⁸.

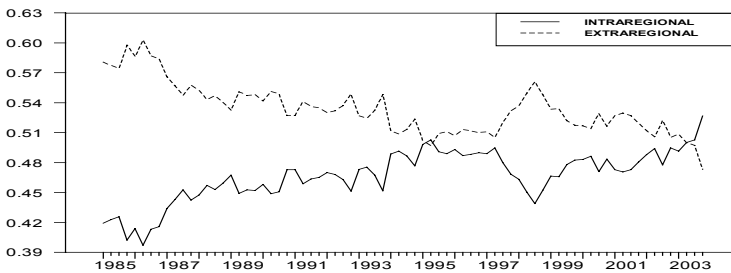
Graphique 1 / La moyenne des volatilités des taux de change bilatéraux entre pays asiatiques (1986 – 2003)



La moyenne des volatilités des taux de change bilatéraux des 10 pays asiatiques (Chine, HongKong, Indonésie, Japon, Corée, Malaisie, Philippines, Singapour, Thaïlande, Taïwan). Ces volatilités sont générées par nos estimations des modèles ARCH(1) ou GARCH(1,1).

Source des données : DataStream.

Graphique 2 / Partage du commerce des pays asiatiques entre Intra-régional et Extra-régional (1985 – 2003)



Le partage du commerce est exprimé en terme de ratio. Le ratio du commerce intra-régional est la moyenne des ratios du commerce intra-régional dans le commerce total de chacun des 10 pays asiatiques (Chine, HongKong, Indonésie, Japon, Corée, Malaisie, Philippines, Singapour, Thaïlande, Taïwan).

Source des données : DataStream. Les données utilisées sont trimestrielles pour la période de 1985 à 2003.

¹⁸ Les coefficients de corrélation entre le ratio du commerce intra-régional et la moyenne des volatilités des taux de change bilatéraux entre ces pays, sont de $-0,205$ pour la période totale (1986-2003), de $-0,534$ pour la période avant la crise (1986-1996) et de $-0,696$ pour la période après la crise (1999-2003).

II.2 Estimation sur l'ensemble de la période

La caractéristique stationnaire des résidus des équations de long terme et les coefficients significativement négatifs de ces résidus dans les équations de court terme valident la spécification ECM.

Le tableau 3 montre les résultats issus des estimations des données de PANEL. Dans la totalité des modèles estimés, les résultats empiriques montrent le signe positif, théoriquement prévu, des coefficients du PIB, confirmant que la taille économique affecte positivement le commerce.

L'impact de la volatilité sur le commerce de long terme est significativement négatif pour la Corée, Singapour, la Thaïlande et Taïwan. Il est en revanche significativement positif pour HongKong.

Par contre, bien que la variation du commerce converge généralement vers l'équilibre de long terme, l'impact de la variation de la volatilité sur la variation du commerce est rarement significatif. Ces résultats semblent confirmer que l'incertitude ou le risque du change réduit les échanges commerciaux sur un horizon long, mais non sur un horizon court.

II.3 Estimation en sous-périodes

Les résultats, présentés dans le tableau 4, montrent un contraste important. Avant la crise, l'impact général de la volatilité sur le commerce est significativement négatif pour 5 pays (Chine, Corée, Philippines, Thaïlande, Taïwan), alors que cet impact négatif n'est significatif que pour 3 pays (Corée, Singapour, Thaïlande), après la crise.

Ces résultats montrent que la crise a modifié les relations entre le commerce et la stabilité des changes des pays asiatiques.

Là encore, bien que la variation du commerce converge généralement vers l'équilibre de long terme, l'impact de la variation de la volatilité sur la variation du commerce est rarement significatif.

CONCLUSION

Dans l'ensemble, ces résultats viennent appuyer les conclusions présentées par Bénassy-Quéré (1999), Calvo & Reinhart (2000) et Ito & Ogawa (2000). Ils indiquent qu'une coopération régionale, ayant pour but de réduire la volatilité de l'ensemble des taux de change régionaux, serait favorable à l'intégration commerciale et pourrait donc en constituer un préalable.

La coopération en matière de politique de change viendrait utilement compléter les divers efforts bilatéraux et multilatéraux régionaux, qui sont déjà mis en place pour la coopération financière et la formation de zones de libre-échange. Les modalités de cette coopération resteraient à définir. L'ancrage commun à un panier de plusieurs devises est une des options. L'intégration monétaire

européenne reste en la matière l'exemple de référence pour ce qui pourrait constituer un processus à long terme d'intégration monétaire régionale en Asie.

Tableau 1 / Estimations des modèles ARCH/GARCH des taux de change bilatéraux entre les pays asiatiques

Les niveaux de significativité 1%, 5% et 10% sont respectivement notés par (***), (**) et (*).

| Pays examiné | Pays partenaire | Modèle retenu | Coefficients estimés | | | | | |
|--------------|-----------------|---------------|----------------------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| | | | α_0 | α_1 | α_2 | β_0 | β_1 | β_2 |
| Chine | HongKong | GARCH(1,1) | ***-2,31 | 0,04 | -0,04 | ***56,01 | 0 | 0,19 |
| | Japon | GARCH(1,1) | ** -1,49 | **0,15 | 0,09 | ***-0,00 | ***0,04 | ***0,91 |
| | Corée | ARCH(1) | ** -2,16 | *0,17 | -0,06 | ***123,39 | 0,04 | |
| | Philippines | ARCH(1) | 0,32 | **0,17 | -0,1 | ***116,21 | 0 | |
| | Singapour | ARCH(1) | ** -1,48 | 0,11 | **0,15 | ***69,96 | ***1,17 | |
| | Thaïlande | ARCH(1) | * -1,79 | *0,19 | -0,01 | ***117,13 | 0,07 | |
| | Taiwan | ARCH(1) | -1,02 | ***0,49 | ***0,28 | ***76,49 | ***0,40 | |
| HongKong | Chine | GARCH(1,1) | ***0,89 | -0,01 | -0,04 | ***16,68 | 0 | ***0,07 |
| | Japon | ARCH(1) | ** -1,05 | **0,16 | * -0,12 | ***32,70 | **0,25 | |
| | Corée | GARCH(1,1) | ***-0,60 | ***0,50 | -0,12 | ***0,20 | 0 | ***1,06 |
| | Philippines | ARCH(1) | ***1,17 | ***0,26 | 0,04 | ***14,79 | ***0,55 | |
| | Singapour | GARCH(1,1) | ** -0,58 | 0,05 | 0,02 | **2,18 | ***0,29 | **0,38 |
| | Thaïlande | ARCH(1) | **0,10 | ***0,58 | -0,01 | 0,16 | ***7,44 | |
| | Taiwan | ARCH(1) | -0,09 | ***0,33 | **0,16 | ***3,00 | ***0,86 | |
| Japon | Chine | ARCH(1) | ***1,79 | 0,18 | 0,09 | ***14,71 | ***1,21 | |
| | HongKong | ARCH(1) | **0,68 | ***0,20 | ** -0,15 | ***15,79 | *0,16 | |
| | Corée | ARCH(1) | ***1,43 | -0,01 | ***-0,33 | ***33,58 | **0,13 | |
| | Philippines | GARCH(1,1) | ***3,20 | ***0,23 | ***-0,29 | ***2,19 | 0 | ***0,97 |
| | Singapour | ARCH(1) | 0,14 | ***0,28 | * -0,10 | ***14,22 | *0,24 | |
| | Thaïlande | GARCH(1,1) | **2,15 | **0,18 | ***-0,34 | **2,22 | **0,17 | ***0,81 |
| | Taiwan | ARCH(1) | *0,64 | *0,13 | ***-0,23 | ***16,65 | 0,14 | |
| Corée | Chine | GARCH(1,1) | **0,80 | 0,12 | -0,05 | ***1,44 | 0 | ***0,96 |
| | HongKong | GARCH(1,1) | **0,34 | ***0,58 | -0,09 | ***0,26 | 0 | ***1,01 |
| | Japon | ARCH(1) | ** -1,09 | *0,14 | ** -0,15 | ***29,98 | **0,24 | |
| | Philippines | GARCH(1,1) | ***2,23 | 0,03 | ***-0,24 | 2,75 | ***0,76 | ***0,31 |
| | Singapour | ARCH(1) | ** -0,46 | ***0,23 | 0,13 | ***5,50 | ***0,99 | |
| | Thaïlande | GARCH(1,1) | ***0,98 | -0,01 | 0,14 | 0,41 | ***2,15 | **0,15 |
| | Taiwan | GARCH(1,1) | -0,12 | ***0,26 | ***0,33 | **1,58 | ***2,09 | 0,05 |
| Philippines | Chine | GARCH(1,1) | -0,16 | **0,16 | 0,05 | ***3,38 | 0 | ***0,87 |
| | HongKong | ARCH(1) | ** -0,73 | ***0,33 | -0,01 | ***9,02 | 0,09 | |
| | Japon | ARCH(1) | ***-1,74 | ***0,23 | ** -0,13 | ***30,28 | ***0,41 | |
| | Corée | ARCH(1) | ***-2,23 | 0,05 | ***-0,23 | ***8,43 | ***0,71 | |
| | Singapour | ARCH(1) | ***-1,45 | ***0,26 | -0,12 | ***11,85 | *0,12 | |
| | Thaïlande | ARCH(1) | ** -0,73 | ***0,39 | ** -0,18 | ***12,04 | 0,01 | |
| | Taiwan | ARCH(1) | ***-0,88 | 0,09 | *0,10 | ***7,98 | ***0,69 | |
| Singapour | Chine | GARCH(1,1) | ***0,77 | 0,09 | 0,07 | ***6,23 | 0 | ***0,72 |
| | HongKong | GARCH(1,1) | **0,35 | 0,06 | 0,06 | ***1,21 | **0,31 | **0,34 |
| | Japon | ARCH(1) | 0,01 | ***0,35 | ***-0,13 | ***14,81 | **0,31 | |
| | Corée | ARCH(1) | ***0,61 | ***0,45 | ** -0,06 | ***2,34 | ***3,13 | |

| | | | | | | | | |
|-----------|-------------|------------|----------|---------|----------|----------|---------|---------|
| | Philippines | ARCH(1) | ***1,58 | 0,11 | ***-0,21 | ***9,06 | ***0,59 | |
| | Thaïlande | GARCH(1,1) | ***0,63 | 0,06 | ***0,35 | 0,3 | ***3,66 | 0,06 |
| | Taiwan | ARCH(1) | 0,02 | **0,15 | **0,17 | ***6,51 | 0,01 | |
| Thaïlande | Chine | ARCH(1) | 0,42 | *0,17 | -0,01 | ***29,54 | 0,03 | |
| | HongKong | ARCH(1) | **0,14 | ***0,49 | *-0,07 | ***0,33 | ***5,03 | |
| | Japon | GARCH(1,1) | ***-2,27 | 0,15 | ***-0,32 | *7,96 | 0,26 | ***0,53 |
| | Corée | ARCH(1) | ***-0,92 | -0,04 | -0,01 | ***2,11 | ***1,83 | |
| | Philippines | ARCH(1) | ***0,76 | ***0,40 | **0,20 | ***12,38 | ***0 | |
| | Singapour | ARCH(1) | ***1,59 | 0,03 | ***-0,24 | ***2,10 | ***1,55 | |
| | Taiwan | GARCH(1,1) | ***-0,34 | ***0,22 | ***0,29 | 0,6 | ***2,78 | *0,05 |
| Taiwan | Chine | GARCH(1,1) | **0,56 | ***0,17 | 0,03 | 5,11 | 0 | **0,74 |
| | HongKong | GARCH(1,1) | 0,11 | ***0,49 | 0,11 | **1,07 | 0 | ***0,72 |
| | Japon | ARCH(1) | **0,86 | 0,11 | ***-0,27 | ***17,17 | *0,51 | |
| | Corée | ARCH(1) | *0,19 | ***0,22 | ***0,44 | ***1,38 | ***3,38 | |
| | Philippines | ARCH(1) | ***1,29 | 0,13 | 0,06 | ***15,18 | 0,11 | |
| | Singapour | ARCH(1) | -0,01 | ***0,26 | 0,06 | ***9,03 | 0,01 | |
| | Thaïlande | ARCH(1) | ***0,71 | ***0,39 | ***0,22 | ***2,71 | ***2,66 | |

Tableau 2 / Statistiques des volatilités des taux de change bilatéraux générées par les modèles ARCH(1)/GARCH(1,1) pour la période 1986 à 2003

La dernière colonne montre les moyennes des volatilités des taux de change d'un pays vis-à-vis des 7 pays, excepté les Etats-Unis. CH = Chine ; HK = HongKong ; JP = Japon ; KR = Corée ; PH = Philippines ; SP = Singapour ; TH = Thaïlande ; TW = Taïwan ; US = Etats-Unis.

| La valeur de | | en monnaie de | | | | | | | | Moyenne* | |
|--------------|------------|---------------|------|------|------|------|------|------|------|----------|------|
| monnaie de | | CH | HK | JP | KR | PH | SP | TH | TW | US | |
| Chine | moyenne | 4,23 | 4,84 | 4,85 | 3,89 | 4,67 | 4,84 | 4,60 | 3,93 | 4,56 | |
| | écart type | | 0,00 | 0,91 | 0,11 | 0,00 | 0,84 | 0,36 | 0,54 | 0,00 | 0,39 |
| HongKong | moyenne | 1,47 | | 3,74 | 3,14 | 3,17 | 1,81 | 2,73 | 1,84 | -4,34 | 2,56 |
| | écart type | 0,00 | | 0,31 | 0,55 | 0,64 | 0,43 | 2,38 | 0,74 | 1,15 | 0,72 |
| Japon | moyenne | 2,31 | 2,91 | | 3,62 | 3,78 | 2,89 | 3,53 | 2,95 | 2,91 | 3,14 |
| | écart type | 0,00 | 0,21 | | 0,23 | 0,64 | 0,26 | 0,75 | 0,16 | 0,21 | 0,32 |
| Corée | moyenne | 2,93 | 2,52 | 3,64 | | 2,99 | 2,51 | 2,58 | 2,21 | 2,08 | 2,77 |
| | écart type | 0,30 | 0,56 | 0,27 | | 0,92 | 0,95 | 1,51 | 1,20 | 0,62 | 0,82 |
| Philippines | moyenne | 3,22 | 2,33 | 3,85 | 2,83 | | 2,58 | 2,50 | 2,63 | 2,33 | 2,85 |
| | écart type | 0,16 | 0,22 | 0,55 | 0,71 | | 0,18 | 0,03 | 0,67 | 0,34 | 0,36 |
| Singapour | moyenne | 2,43 | 1,13 | 3,01 | 2,66 | 2,77 | | 2,27 | 1,89 | 1,14 | 2,31 |
| | écart type | 0,00 | 0,45 | 0,33 | 1,57 | 0,54 | | 2,14 | 0,02 | 0,42 | 0,72 |
| Thaïlande | moyenne | 3,41 | 1,41 | 3,59 | 2,32 | 1,58 | 1,89 | | 2,46 | 1,59 | 2,38 |
| | écart type | 0,09 | 1,63 | 0,58 | 1,36 | 0,00 | 1,13 | | 1,44 | 1,75 | 0,89 |
| Taïwan | moyenne | 2,11 | 1,33 | 3,35 | 2,66 | 2,83 | 2,21 | 3,07 | | 1,32 | 2,51 |
| | écart type | 0,00 | 0,11 | 0,51 | 1,73 | 0,15 | 0,02 | 1,48 | | 0,12 | 0,57 |

Tableau 3 / Impacts de la volatilité du taux de change bilatéral et du PIB sur le commerce bilatéral (1986-2003)

Les niveaux de significativité 1%, 5% et 10% sont respectivement notés par (***), (**) et (*). EQLT représente le terme d'équilibre de long terme dans les équations de court terme.

1986 - 2003

| Pays examiné | Equation de long terme | | Equation de court terme | | |
|------------------------|------------------------|----------|-------------------------|--------|----------|
| | PIB | VOL | DPIB | DVOL | EQLT |
| Chine | ***0,47 | 0,62 | ***5,52 | **2,32 | ** -0,16 |
| <i>(statistique t)</i> | 4,76 | 1,38 | 7,91 | 2,51 | -2,23 |
| HongKong | ***0,67 | ***0,08 | ***0,40 | *0,05 | -0,02 |
| <i>(statistique t)</i> | 229,36 | 6,09 | 7,9 | 1,94 | -0,73 |
| Japon | ***0,73 | -0,31 | ***1,33 | *0,06 | 0,01 |
| <i>(statistique t)</i> | 10,42 | -0,9 | 9,69 | 1,78 | 0,8 |
| Corée | ***0,86 | ***-0,77 | ***0,34 | -0,04 | -0,04 |
| <i>(statistique t)</i> | 25,66 | -5,93 | 4,8 | -0,37 | -1,11 |
| Philippines | ***0,54 | -0,25 | 0,04 | -0,01 | *-0,08 |
| <i>(statistique t)</i> | 11,36 | -1,39 | 0,68 | -0,18 | -1,96 |
| Singapour | ***0,67 | ***-0,33 | ***0,26 | **0,05 | 0 |
| <i>(statistique t)</i> | 42,18 | -4,3 | 5,44 | 2,22 | 0,06 |
| Thaïlande | ***0,66 | ***-0,43 | 0,07 | -0,03 | -0,01 |
| <i>(statistique t)</i> | 40,78 | -7,34 | 1,09 | -0,49 | -0,17 |
| Taïwan | ***0,71 | ** -0,75 | **0,16 | -0,09 | ** -0,07 |
| <i>(statistique t)</i> | 11,51 | -2,18 | 2,18 | -0,22 | -2,23 |

Tableau 4 / Impacts de la volatilité du taux de change bilatéral et du PIB sur le commerce bilatéral (1986-1996 et 1999-2003)

Les niveaux de significativités 1%, 5% et 10% sont respectivement notés par (***), (**) et (*). EQLT représente le terme d'équilibre de long terme dans les équations de court terme.

1986 - 1996

| Pays examiné | Equation de long terme | | Equation de court terme | | |
|------------------------|------------------------|-----------|-------------------------|---------|----------|
| | PIB | VOL | DPIB | DVOL | EQLT |
| Chine | ***2,88 | ***-10,40 | ***6,44 | **2,35 | -0,13 |
| <i>(statistique t)</i> | 9,79 | -7,81 | 6,09 | 2,15 | -1,2 |
| HongKong | ***0,67 | **0,16 | ***0,41 | ***0,14 | -0,04 |
| <i>(statistique t)</i> | 52,75 | 2,57 | 6,85 | 3,13 | -0,83 |
| Japon | ***0,70 | -0,32 | ***1,47 | 0,06 | -0,01 |
| <i>(statistique t)</i> | 15,42 | -1,44 | 6,73 | 1,66 | -0,29 |
| Corée | ***0,86 | *-0,83 | ***0,31 | -0,14 | ** -0,15 |
| <i>(statistique t)</i> | 6,32 | -1,97 | 3,19 | -1,03 | -2,42 |
| Philippines | ***1,27 | ***-2,97 | 0,11 | -60,39 | *-0,13 |
| <i>(statistique t)</i> | 6,87 | -4,31 | 1,42 | -0,58 | -1,99 |
| Singapour | ***0,58 | -0,01 | ***0,23 | **0,06 | -0,02 |
| <i>(statistique t)</i> | 31,33 | -0,22 | 3,56 | 2,08 | -0,48 |
| Thaïlande | ***0,81 | ***-1,01 | 0,03 | 0 | -0,03 |
| <i>(statistique t)</i> | 9,17 | -3,33 | 0,37 | 0,02 | -0,45 |
| Taïwan | ***1,72 | ***-6,36 | **0,16 | -0,19 | ***-0,15 |
| <i>(statistique t)</i> | 6,07 | -4,2 | 2,55 | -0,66 | -5,14 |

1999 - 2003

| Pays examiné | Equation de long terme | | Equation de court terme | | |
|------------------------|------------------------|----------|-------------------------|--------|----------|
| | PIB | VOL | DPIB | DVOL | EQLT |
| Chine | ***0,55 | ***0,51 | ***3,61 | -18,34 | -0,1 |
| <i>(statistique t)</i> | 21,75 | 4,56 | 3,49 | -1,05 | -1,1 |
| HongKong | ***0,66 | ***0,03 | **0,32 | 0 | -0,03 |
| <i>(statistique t)</i> | 304,7 | 4,1 | 2,66 | 0,02 | -0,81 |
| Japon | 0,22 | *2,39 | ***1,31 | -0,35 | ***0,05 |
| <i>(statistique t)</i> | 0,89 | 1,9 | 8,95 | -1,26 | 3,39 |
| Corée | ***0,78 | ***-0,34 | ***0,38 | 0,55 | 0,01 |
| <i>(statistique t)</i> | 52,02 | -5,49 | 3,46 | 1,24 | 0,27 |
| Philippines | ***0,50 | -0,09 | ***-0,27 | 0,03 | ***-0,15 |
| <i>(statistique t)</i> | 22,85 | -1,11 | -3,83 | 0,76 | -3,59 |
| Singapour | ***0,68 | ***-0,23 | ***0,35 | -0,24 | 0,02 |
| <i>(statistique t)</i> | 88,15 | -5,44 | 3,77 | -1,3 | 0,85 |
| Thaïlande | ***0,62 | ***-0,18 | **0,27 | -0,02 | 0,04 |
| <i>(statistique t)</i> | 75,05 | -5,23 | 2,48 | -0,46 | 0,94 |
| Taiwan | ***0,54 | *0,52 | 0,05 | -0,58 | 0,12 |
| <i>(statistique t)</i> | 12,03 | 1,86 | 0,24 | -0,37 | 1,48 |

Modélisation ARCH de la volatilité des taux de change

Les séries de volatilité du change, estimées par les modèles ARCH(q) ou GARCH(q,p), sont empiriquement valides à trois conditions générales.

Premièrement, l'application d'ARCH exige la stationnarité de la série estimée et une spécification appropriée. On peut tester la stationnarité d'une série temporelle à l'aide des tests ADF. Ces tests nous permettent d'obtenir le degré d'intégration(d) de la série de taux de change. En différenciant la série 'd' fois, nous obtenons donc une série stationnaire. Pour mieux spécifier l'évolution du taux de change avec ce degré d'intégration, on emploie des modèles ARIMA(p,d,q). Ces derniers expliquent l'évolution de la série stationnaire par ses propres valeurs retardées (avec p retards) et par les valeurs retardées d'erreurs d'estimation (avec q retards).

Les tests effectués confirment que les variations des taux de change de la majorité des pays examinés peuvent être significativement spécifiées par des modèles AR(1) ou AR(2), sans ou avec une constante.

Deuxièmement, on teste l'existence d'effet ARCH dans la série spécifiée en premier étape, par un test LM (*Multiplicateur de Lagrange*). On peut tester si la variance des erreurs n'est pas auto-corrélée, avec la statistique LM, qui est définie comme $N \cdot R^2$, et suit la distribution χ^2_p (avec N=le nombre d'observation ; R^2 =le coefficient de détermination ou la puissance d'explication) ;

$$\hat{e}_i^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{e}_{i-1}^2 + \hat{\alpha}_2 \hat{e}_{i-2}^2 + \dots + \hat{\alpha}_p \hat{e}_{i-p}^2$$

avec \hat{e}_i étant les erreurs estimées dans l'équation initiale. Si la statistique LM est significativement élevée, on rejette l'hypothèse nulle de non-existence d'effet ARCH. Dans ce cas, on spécifie et estime la série à l'aide des modèles ARCH/GARCH.

Les tests LM effectués montrent l'existence d'effet ARCH dans la majorité des cas examinés. Finalement, on vérifie la convergence du modèle. Cette dernière signifie que les estimations simultanées des coefficients dans les 2 équations, issues de 100 itérations (notre choix du nombre d'itérations), convergent vers leurs valeurs qui maximisent la fonction de vraisemblance de \mathbf{h} , qui dépende à la fois de la spécification de la première équation et de celle de la deuxième.

Dans le cas où plusieurs spécifications ARCH/GARCH sont validées, on peut sélectionner un modèle optimal à l'aide du critère proposé par Pagan & Schwert, qui permet de comparer les puissances d'explication de la variance conditionnelle pour les erreurs d'estimation. En effet, ils proposent la régression de l'équation suivante, afin de comparer les coefficients de détermination (R^2) de chaque spécification ARCH/GARCH ; $e^2_t = \alpha' + \beta'h_t + u_t$

Dans la plupart des cas, les résultats obtenus montrent que l'une des estimations, soit ARCH(1), soit GARCH(1,1), est convergente et significative.

BIBLIOGRAPHIE

- BARRO R.J., TENREYRO S., (2003) Economic Effects of Currency Unions, *NBER Working Paper 9435*.
- BÉNASSY-QUÉRÉ A., (1999) Optimal Pegs for East Asian Currencies, *Journal of the Japanese and International Economies 13-1*, 44-60.
- BIRD G., RAJAN R.S., (2002) Optimal Currency Baskets and the Third Currency Phenomenon : Exchange Rate Policy in Southeast Asia, *Journal of International Development 14-8*, 1053-1073.
- CALVO G.A., REINHART C.M., (2000) Fixing for Your Life, *NBER Working Paper 8006*.
- CAPORALE T., DOROODIAN K., (1994) Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade, *Economic Letters 46*, 49-54.
- CHOU W., (2000) Exchange Rate Variability and China's Exports, *Journal of Comparative Economics 28*, 61-79.
- CHOWDHURY A., (1993) Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error Correction Models, *The Review of Economics and Statistics 75*, 700-706.
- DELL'ARICCIA G., (1999) Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows : Evidence from the European Union, *IMF Staff Papers 46(3)*, 315-334.
- ETHIER W., (1973) International Trade and the Forward Exchange Market, *American Economic Review 63*, 494-503.
- FRANKEL J.A., ROSE A.K., (1998) The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria, *Economic Journal 108*, 1009-1025.
- ITO T., OGAWA E., (2000) On the Desirability of a Regional Basket Currency Arrangement, *NBER Working Paper 8002*.
- KORAY F., LASTRAPES W., (1989) Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: a VAR Approach, *The Review of Economics and Statistics 71-4*, 708-712.
- KRONER K., LASTRAPES W., (1993) The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade : Reduced Form Estimates Using the GARCH-in-Mean Model, *Journal of International Money and Finance 12*, 298-318.
- LEE K.S., SAUCIER P., (2003) Monetary Union in Asia – When, Where and How – A Contribution of OCA Theories, *4th Inba - Le Havre International Conference Regional cooperation and economic integration*, Université d'INHA, Corée du Sud.
- MCKENZIE M.D., (1998) The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 8*, 21-38.

- MCKENZIE M.D., (1999) The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows, *Journal of Economic Surveys* 13, 71-106.
- MCKENZIE M.D., BROOKS R., (1997) The Impact of Exchange Rate Volatility on Germany-US Trade Flows, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 7, 73-87.
- MUNDELL R., (1961) A Theory of Optimum Currency Areas, *American Economic Review* 51-4, 657-665.
- MUNDELL R., (2001) Poverty, Growth, and the International Monetary System, ADB (Asian Development Bank) Conference “*Asia and Pacific Forum on Poverty : Reforming Policies and Institutions for Poverty Reduction?*”, Manila.
- PAGAN A.R., SCHWERT G.W., (1990) Alternative Models for Conditional Stock Volatility, *Journal of Econometrics* 45-1, 267-290.
- PESARAN M.H., SHIN Y., (1999) An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, in S. Ström (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press.
- POZO S., (1992) Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of International Trade : Evidence from the Early 1990s, *Review of Economics and Statistics* 74-2, 325–329.
- QIAN Y., VARANGIS P., (1994) Does Exchange Rate Volatility Hinder Export Growth?, *Empirical Economics* 19, 371-396.
- ROSE A.K., (2000) One Money, One Market : The Effect of Common Currencies on Trade, *Economic Policy*, 9-45.
- VIAENE J.M., DE VRIES C.G., (1992) International Trade and Exchange Rate Volatility, *European Economic Review* 36, 1311-1321.
