

**La question du régime de change en Asie Orientale :
vers un bloc monétaire régional ?**

Catherine Figuière, Laëtitia Guilhot, Cyriac Guillaumin

Cahier de recherche du Creg, n° 2011.04

Octobre 2011

La question du régime de change en Asie Orientale : Vers un bloc monétaire régional ?

Catherine Figuière*

Laëtitia Guilhot**

Cyriac Guillaumin***

Résumé

Depuis la crise financière de 1997-1998, les pays de l'ASEAN+3 ont développé un grand nombre d'initiatives en matière de coopération monétaire et financière. Avec la crise des *subprimes*, ces pays continuent de renforcer leur coopération monétaire. La multilatéralisation de l'initiative de Chiang Mai en 2010, en est ainsi devenue l'élément clé en instituant un Fonds monétaire asiatique. Ce renforcement de l'intégration institutionnelle couplée à l'accroissement de l'interdépendance économique, relance le débat autour d'une solution régionale en matière de gestion des taux de change. L'objectif de ce papier est ainsi de tester, à l'aide des données de panel non stationnaires, l'hypothèse de la formation d'un bloc monétaire *de facto* en Asie Orientale. Les résultats montrent une convergence des taux de change vers la cible Asean fondateurs sur la période 1990-2011. L'analyse en sous-période confirme l'existence d'un processus graduel de convergence.

Mots-clefs

Fonds monétaire asiatique, bloc monétaire régional, Asie Orientale, tests de racine unitaire en panel, convergence.

Classification JEL : F32, F33, F42, O53.

Abstract

Since the financial crisis of 1997-1998, the ASEAN+3 countries have developed many initiatives for monetary and financial cooperation. With the subprime mortgage crisis, these countries continue to strengthen their monetary cooperation. Multilateralization of the Chiang Mai Initiative in 2010, has become the key element in establishing an Asian Monetary Fund. This strengthening of institutional integration coupled with increasing economic interdependence, reopens the debate around a regional solution for managing exchange rates. The aim of this paper is to test, using nonstationary panel data techniques, the hypothesis of the formation of a *de facto* currency bloc in East Asia. The results show a convergence of exchange rates to the target founding ASEAN over the period 1990-2011. The sub-period analysis confirms the existence of a gradual process of convergence.

Keywords

Asian Monetary Fund, Regional Currency Bloc, Eastern Asia, Panel Unit Root Tests, Convergence.

* CREG, Université de Grenoble. Courriel : catherine.figuiere@upmf-grenoble.fr.

** CREG, IAE de Lyon. Courriel : laetitia.guilhot@univ-lyon3.fr.

*** CREG, Université de Grenoble. Courriel : cyriac.guillaumin@upmf-grenoble.fr.

1. Introduction

La crise financière qui débute en août 2007 aux États-Unis et qui se diffuse en Europe à l'automne 2008, puis en Asie à partir de l'hiver 2008-2009, remet sur le devant de la scène la question de la coopération monétaire en Asie comme un moyen pour mieux lutter contre les chocs, qu'ils soient endogènes, comme en 1997, ou exogènes, comme en 2008. C'est précisément la crise de 1997 qui avait incité les pays de l'ASEAN+3¹, à entamer un processus de coopération institutionnelle dans le domaine monétaire et financier visant à accompagner une régionalisation *de facto* déjà bien avancée : l'Initiative Chiang Mai (ICM), en 2000, qui correspond à un ensemble d'accords bilatéraux de swaps et l'instauration de l'Asian Bonds Markets Initiative (ABMI) à partir de 2003. La crise de 2008 a provoqué une accélération du processus avec la multilatéralisation de l'ICM en 2010 qui correspond de fait à la création d'un Fonds monétaire asiatique.

Si de nombreux analystes asiatiques, en particulier au sein de l'Asian Development Bank (ADB), s'affichent aujourd'hui comme ouvertement favorables à une véritable stratégie de coopération régionale dans le domaine des changes, c'est, entre autre, parce que la situation mondiale les amène à ne pas écarter un scénario comparable à celui de 1997 dans un avenir proche. En effet, la crise de 2007 n'a pas eu les mêmes répercussions, ni la même persistance, dans toutes les zones du globe. Ainsi, alors que la croissance des pays occidentaux semble durablement ralentie, celle des pays asiatiques n'a connu qu'un bref épisode de ralentissement, comme le montrent les premières statistiques de 2010 : la quasi-totalité des pays émergents de la zone ont renoué avec une croissance à deux chiffres (ADB [2010b]). Ce différentiel de croissance, associé à un fort volume de liquidités internationales, rend une fois encore les pays asiatiques très attractifs, d'autant plus qu'ils sont en train de remonter leurs taux d'intérêt pour lutter contre des tendances inflationnistes. Or, l'histoire a montré comment se déroulaient les événements en l'absence d'une action concertée sur les taux de change. La crise actuelle vient donc aiguillonner le processus initié par la crise précédente.

Alors que l'interdépendance commerciale a fortement augmenté depuis la fin du XX^e siècle, il convient de s'interroger sur la progression de l'intégration monétaire sur la même période, tant sur le plan institutionnel, que factuel. En d'autres termes, alors que l'Asie Orientale vient de se doter de son propre Fonds monétaire, les taux de change régionaux pourraient également révéler une « tendance à la convergence », ce qui correspondrait à la mise en place d'un bloc monétaire régional.

La démarche mobilisée vise à conjuguer une approche institutionnaliste néo-réaliste (Keohane [1984] et Krasner [1983]), pour qualifier l'émergence d'un régime régional est-asiatique dans le domaine monétaire et financier, avec des tests de convergence à partir des données de panel non stationnaires. Il convient de souligner la double originalité de cette méthode quantitative : d'une part, ce type d'analyse de la convergence est traditionnellement réservé aux questions de croissance économique, d'autre part, la convergence des taux de change vers une cible comportant plusieurs pays n'a jamais été testée.

L'objectif de ce papier est de tester l'hypothèse de la constitution d'un bloc monétaire en Asie Orientale, et les résultats vont révéler une convergence des taux de change vers la cible « Asean fondateurs », sur la période 1990-2011.

¹ L'ASEAN+3 regroupe les 10 pays de l'ASEAN (l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines, Singapour, la Thaïlande, Brunei, le Vietnam, le Laos, la Birmanie, le Cambodge) et la Chine, le Japon et la Corée du Sud.

L'article s'organise de la façon suivante : la section 2 détaille les modalités de l'intégration commerciale, la section 3 discute la progression de l'intégration monétaire et financière. La section 4 porte sur la méthodologie empirique, la section 5 présente les résultats et, enfin, la section 6 conclue.

2. Une interdépendance commerciale croissante

Afin de bien cerner l'évolution de la réalité régionale depuis la crise de 1997, il convient de quantifier la progression de l'interdépendance commerciale dans la zone.

2.1 Une régionalisation commerciale intense

Le commerce intra-régional en Asie connaît une hausse régulière depuis les années 1970 (avec une baisse du poids des exportations après la crise asiatique en 1997 et une légère baisse des importations après la crise actuelle).

Tableau 1 : Part du commerce intra-régional en Asie Orientale, en % du commerce total, 1970-2009

	Asean		Asean+3		Asean+4		Asean-9	
	Exportations	Importations	Exportations	Importations	Exportations	Importations	Exportations	Importations
1970	18,7	14,0	25,5	25,8	26,2	28,2	26,7	27,4
1980	15,5	16,7	30,5	30,8	30,4	32,9	31,7	31,3
1990	17,8	16,0	28,9	33,9	29,3	37,4	32,4	36,8
1997	20,4	18,6	35,3	41,9	33,2	43,6	38,6	42,0
2000	19,5	19,3	33,0	42,9	30,2	44,3	36,1	44,7
2005	20,4	22,6	32,0	44,4	26,2	46,0	37,5	46,4
2007	20,7	23,5	31,3	43,5	25,5	45,2	35,8	45,1
2009	21,2	24,3	33,7	44,0	27,0	45,6	36,5	44,6

Source : Calcul des auteurs d'après la base de données Chelem

Asean : 10 pays membres de l'Association, Asean+4 : Asean+3 + HK, Asean-9 : 5 membres fondateurs de l'Asean (Indonésie, Malaisie, Philippines, Singapour, Thaïlande), Chine, Corée du Sud, Japon, Hong Kong.

A partir de la fin des années 1990, la croissance de la concentration des échanges intra-régionaux s'explique principalement par l'augmentation des échanges de la Chine avec les autres pays de la zone – élément déjà souligné par Zebregs [2004] et Figuière et Guilhot [2008]. L'écart entre l'importance des importations et des exportations intra-régionales marque la spécificité de l'organisation régionale en Asie Orientale : l'intégration régionale se réalise davantage par l'offre que par la demande. Cet écart est plus important dans les regroupements comportant les trois grandes économies de la région (Chine, Corée du Sud et Japon).

Le calcul d'indices d'intensité relative (Freudenberg et alii [1998] ; Gaulier et alii [2004 et 2005]) complète ces premiers résultats sur la régionalisation. Cet indicateur, en mesurant « l'intensité des échanges commerciaux bilatéraux au sein d'un couple de pays par comparaison au commerce total de chacun des deux partenaires » (Gaulier et alii [2004], p. 9), élimine l'effet taille et mesure la « proximité commerciale » entre les pays. Il permet ainsi d'évaluer l'intensité des relations commerciales entre deux pays en mesurant, à un temps t , l'écart entre les flux commerciaux bilatéraux observés et les flux commerciaux théoriques. Si l'indice calculé est supérieur à 1, alors les relations commerciales entre les deux partenaires sont plus importantes que leur taille commerciale le laisse présager. Certains auteurs comme Petri [1993 et 2006] étendent ce calcul à une analyse régionale, permettant ainsi d'évaluer l'intensité de la régionalisation en cours dans une zone. Petri [1993] est le premier à appliquer cet indice – qu'il nomme « mesure relative double de l'intensité commerciale » – au commerce intra-asiatique.

Il le formule ainsi :

$$IC = \frac{(X_{ij} * X)}{X_i * M_j} \quad (xx)$$

où X_{ij} représente les exportations intra-régionales, X les exportations mondiales, X_i les exportations totales de la zone i et M_j les importations totales de la zone j .

Le tableau 2 présente les résultats du calcul de cet indice pour les relations bilatérales et régionales commerciales des pays d'Asie Orientale.

Tableau 2 : Calcul d'intensité relative pour les exportations pour les pays de l'Asie Orientale, 1999 et 2009

	Asean		Asean-5		Asean-9		Asean+3		Asean+4	
	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009	1999	2009
Japon	2.71	2.57	2.76	2.66	1.81	2.26	1.82	2.28	1.81	2.25
Indonésie	3.31	3.77	3.40	3.99	3.18	2.72	3.37	2.83	3.15	2.70
Corée du Sud	2.49	2.00	2.38	1.82	2.37	2.18	2.41	2.26	2.40	2.22
Hong Kong	1.44	1.61	1.41	1.55	2.50	1.78	2.72	1.92	2.49	1.79
Singapour	5.51	6.18	5.40	6.28	2.86	2.97	2.65	2.76	2.93	3.05
Malaisie	4.23	4.08	4.30	4.27	2.63	2.62	2.76	2.69	2.63	2.62
Philippines	2.88	2.74	3.00	2.93	2.37	3.00	2.35	2.94	2.35	2.95
Thaïlande	3.38	3.57	3.01	2.91	2.33	2.13	2.48	2.37	2.45	2.32
Chine	1.02	1.31	0.95	1.20	1.94	1.20	1.80	1.09	1.94	1.23
Asean	4.01	4.16	3.94	4.12	2.69	2.57	2.75	2.63	2.73	2.63
Asean-5	4.05	4.28	4.01	4.26	2.70	2.63	2.74	2.68	2.73	2.69
Asean-9	2.66	2.32	2.65	2.26	2.16	1.87	2.16	1.84	2.17	1.90
Asean+3	2.70	2.34	2.68	2.28	2.16	1.87	2.16	1.85	2.17	1.90
Asean+4	2.67	2.34	2.65	2.28	2.17	1.87	2.17	1.85	2.18	1.90

Source : Calculs des auteurs d'après la formule de Petri [1993] et la base de données Chelem

ASEAN représente les 10 membres de l'ASEAN ; ASEAN-5, les 5 membres fondateurs de l'association ; l'ASEAN-9, les 5 membres fondateurs de l'ASEAN, la Chine, la Corée du Sud, Hong Kong et Japon ; l'ASEAN+3, les dix membres de l'ASEAN, la Chine, la Corée du Sud et le Japon ; enfin l'ASEAN+4, les 13 pays de l'ASEAN+3 et Hong Kong.

Les calculs montrent que l'intensité des relations entre les pays de l'Asie Orientale est, dans la plupart des cas, supérieure à 1, même si certaines ont diminué en 2009 avec la crise. Les relations commerciales entre les pays est-asiatiques sont donc proportionnellement plus importantes que leurs tailles ne le laissent penser. Cette intensité est particulièrement prononcée pour les pays de l'ASEAN ainsi que pour le regroupement ASEAN et ASEAN-5. Ces deux derniers ont des intensités supérieures à 4 (près du double des trois autres périmètres ASEAN-9, ASEAN+3 et ASEAN+4) – intensités qui ont continué à progresser entre 1999 et 2009. Ce calcul souligne ainsi l'importance de certaines relations intra-régionales qui ne peuvent être révélées par l'évolution de la part du commerce intra-zone.

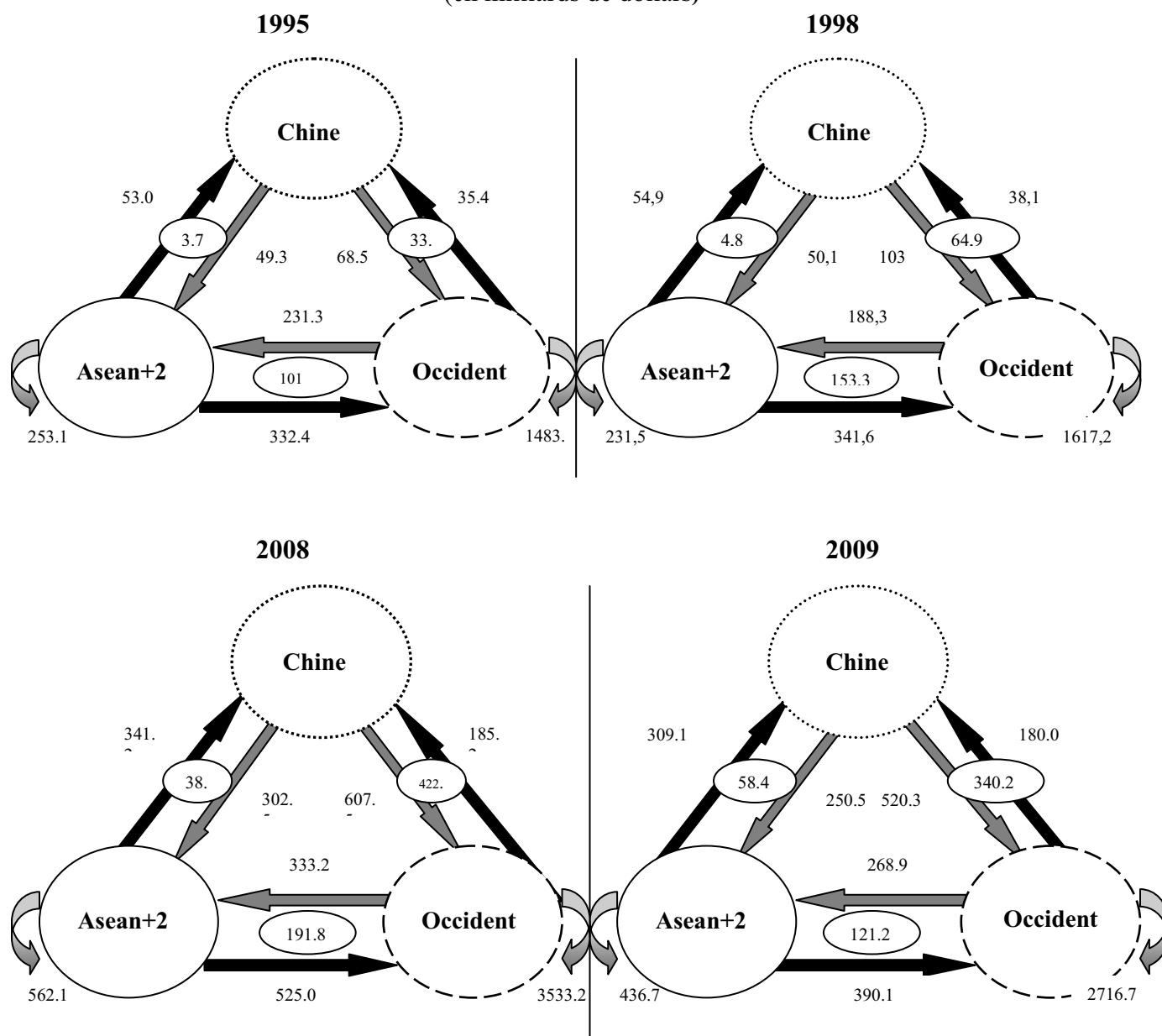
2.2. ...renforcée par l'instauration d'un commerce triangulaire

Les résultats obtenus ici vont dans le sens de ceux de Pétri. Un recentrage sur la région s'est opéré de nouveau depuis la fin des années 1990, notamment via l'intégration de la Chine dans la division régionale du travail. Le commerce intra-asiatique s'est ainsi « triangularisé » (Asie – Chine – États-Unis et Union européenne), laissant à la Chine le soin d'assembler les composants avant de réexporter le produit fini vers les États-Unis et l'Europe (Gaulier et *alii* [2004 et 2005]; Kim et Woo [2007]) (Graphique 1).

Schématiquement, d'un côté, la Chine importe des pièces et composants en provenance des économies est-asiatiques pour les assembler, enregistrant ainsi un déficit commercial avec ses principaux partenaires asiatiques (seuls les quatre pays les moins développés de l'ASEAN – derniers arrivants dans l'association : Cambodge, Laos, Birmanie et Vietnam – et Singapour enregistrent un excédent avec la Chine). Cette « intégration par l'offre » de l'Asie Orientale nécessite une certaine stabilité des changes. Comme le souligne Aglietta ([2008], p. 50-51), « *la rigidité de toutes les monnaies asiatiques vis-à-vis du dollar évite une forte instabilité des taux de change bilatéraux en Asie et compense, en quelque sorte, l'absence d'un accord régional* ». Une fois les biens intermédiaires assemblés, la Chine exporte les biens finis principalement vers les grandes économies développées, notamment les États-Unis qui deviennent le premier débouché pour les biens de consommation chinois (Gaulier et *alii* [2006]).

Un déséquilibre commercial s'est ainsi créé, puis accentué au fil des années. Entre 1995 et 2008, l'excédent commercial de la Chine vis-à-vis de l'Occident a été multiplié par 13 pour atteindre près de 422 milliards de dollars. Il est, à lui seul, plus élevé que les excédents commerciaux cumulés par les 12 pays est-asiatiques (dix pays de l'ASEAN, Corée du Sud et Japon) (graphique 1). La crise asiatique de 1997 a ralenti ce processus, notamment les flux commerciaux intra-asiatiques. Le déficit chinois vis-à-vis des pays de l'ASEAN+2 a progressé de 1 milliard entre 1995 et 1998 alors que l'excédent chinois vis-à-vis de l'Occident a pratiquement doublé. Par ailleurs, les échanges intra-ASEAN+2 en 1998 ont diminué par rapport à 1995.

**Graphique 1 : Le commerce triangulaire :
les flux d'exportations et d'importations 1995, 1998, 2008 et 2009**
(en milliards de dollars)



Source : Calculs des auteurs à partir de la base de données Chelem, Cepii.

ASEAN+2 : les dix pays membres de l'ASEAN ainsi que la Corée du Sud et le Japon ; l'Occident : l'Union Européenne à 15 et les États-Unis.

La crise actuelle ne semble pas avoir remis en cause cette organisation de la production, malgré une réduction de l'excédent commercial chinois vis-à-vis de l'Occident de 80 milliards de dollars entre 2008 et 2009. Car, pour l'heure, ce que l'Asie consomme, elle peut le produire, mais ce qu'elle produit elle ne peut pas le consommer. Le déficit commercial chinois avec les pays asiatiques se creuse en 2009, pour atteindre 58,4 milliards de dollars. L'organisation productive de la région se renforce, ainsi que la demande régionale, « boostée » par les différents plans de relance asiatiques (Figuère et Guilhot [2011a]). Cette dynamique de la demande asiatique vient confirmer une tendance qui se dessinait

« timidement » avant crise, et pourrait amorcer dans les années qui viennent un mouvement de recentrage ; les économies asiatiques commençant à percevoir la Chine comme un débouché potentiel pour leurs biens finaux (Gaulier et *alii* [2011]).

Cette intensification des échanges intra-régionaux est allée de paire, depuis 2000, avec l'institution d'une véritable coopération interétatique formelle sur le périmètre de l'ASEAN+3, dans le domaine monétaire et financier, en vue de stabiliser le cadre de ces échanges.

3. Régionalisme monétaire et régionalisation financière : où en est l'Asie orientale ?

Afin de progresser dans la compréhension d'un processus régional dont le calendrier s'émancipe du cheminement à *la* Balassa, il convient de faire le point sur la progression de l'institutionnalisation de la zone dans le domaine monétaire (régionalisme) d'une part, et sur la régionalisation financière d'autre part.

3.1 Coopération monétaire en Asie Orientale

Masqué derrière des appellations parfois trompeuses, le processus d'institutionnalisation de la coopération monétaire en Asie a connu, en 2010, une avancée très significative. En effet, qui irait voir derrière « la multilatéralisation de l'Initiative Chiang Mai », la mise en place d'un véritable Fonds monétaire asiatique (FMA) (Henning [2009]) ?

Le projet de FMA, qui regroupe les pays de l'ASEAN+3 (Jetin [2009] ; Plummer [2010] ; Winkler [2010]), a été proposé une première fois par le Japon dès 1998, rencontrant alors une vive opposition de la part de la Chine et des États-Unis. Dix ans plus tard en pleine crise des *subprimes*, ce projet est à nouveau d'actualité, prolongement logique à la construction institutionnelle en cours dans la région. Les États-Unis n'ont pas été sollicités pour donner leur aval, et la Chine a changé d'avis. Ce ne sont pas forcément des préoccupations financières qui dominent (un pays comme la Chine notamment a suffisamment de réserves pour faire face en cas d'attaque sur sa monnaie) mais plutôt des motivations économiques et géopolitiques (Yuan et Murphy [2010]). L'interdépendance commerciale régionale incite en effet la Chine à jouer la carte de la stabilisation régionale. De plus, la Chine sait souffrir d'une image encore perfectible auprès de ses voisins et continuerait ainsi à redorer son blason, comme elle avait notamment commencé à le faire en ne dévaluant pas lors de la crise de 1997-1998, afin de ne pas aggraver les difficultés des autres pays asiatiques (Dai, [2010]) (avec qui elle entretenait alors des relations commerciales nettement moins intenses) (Banque mondiale [2009]).

Après avoir été écarté pendant près de dix ans, ce projet revient sur le devant de la scène, en empruntant la voie de la multilatéralisation de l'ICM, initiée depuis. Face à une situation économique mondiale de plus en plus préoccupante, en mai 2008, lors de la déclaration conjointe des ministres des Finances, les pays s'engagent à accélérer les discussions afin d'arriver à un consensus sur les modalités de la multilatéralisation de l'ICM, basée jusque-là sur des accords bilatéraux. Les treize ministres s'accordent sur le montant des réserves mises en commun (au moins 80 milliards de dollars, soit le montant alors couvert par le réseau de swaps), les conditions d'accessibilité des emprunts et le mécanisme d'activation. Les

pour parler sur la répartition des contributions progressent également : on s'oriente vers une répartition « 20/80 » pour les pays de l'ASEAN et les trois autres économies (Chine, Corée du Sud et Japon).

La déclaration des treize ministres de l'ASEAN+3, lors du 12^{ème} sommet, le 3 mai 2009 à Bali, confirme les conditions de cette multilatéralisation et son instauration d'ici la fin de l'année. Les pays s'accordent alors sur le montant alloué (qui passe de 80 à 120 milliards de dollars), sur le mécanisme de surveillance et sur les contributions de chaque partenaire : (32% pour la Chine et le Japon (38,4 Mds chacun), 16% pour la Corée du Sud (19,2 Mds), 20% pour les dix pays de l'ASEAN dont 95% sont fournis par les cinq membres fondateurs : Thaïlande, Philippines, Indonésie, Malaisie, Singapour. Les treize pays – auxquels se joint l'autorité monétaire de Hong Kong – tiennent leurs engagements. Le 28 décembre 2009, la multilatéralisation de l'ICM (MICM) est signée. Elle entre en vigueur le 24 mars 2010.

Parallèlement à la volonté de multilatéraliser les accords de swaps, les treize pays décident de renforcer le mécanisme de surveillance de l'ICM afin d'éviter le problème d'aléa moral inhérent à un accord strictement « régional ». Suite à la déclaration conjointe des ministres des Finances du 4 mai 2008, les dirigeants de l'ASEAN+3 mettent en place des mesures visant à renforcer l'ERPD (ASEAN+3 Economic Review and Policy Dialogue). Les trois mesures phares sont l'augmentation des fréquences des dialogues et le développement d'un format standardisé pour les rapports d'information, mais surtout la création de l'AMRO (ASEAN+3 Macroeconomic Research Office) (Figuière et Guilhot [2011b]).

L'AMRO (2010-2011) vient renforcer l'ERDP (2000) principalement en matière de surveillance macroéconomique (Sussangkarn [2010]). Sa création marque un tournant important dans l'histoire de l'ASEAN+3 qui ne compte toujours pas de secrétariat permanent. Basé à Singapour, l'AMRO est opérationnel depuis mai 2011. Il compte une dizaine de permanents et se voit qualifié « d'institution intra-régionale fonctionnelle », par l'ADB [2010a].

Le renforcement progressif de l'ICM (offre de ressources et mécanismes de surveillance) présente des ressemblances étonnantes avec la mise en place d'un « Fonds monétaire asiatique » (Chey [2009] ; Henning [2009]), appellation du projet originel nippon de 1998. Si ce terme n'est pas (encore) employé officiellement par les treize gouvernements, le renforcement du mécanisme de surveillance et la multilatéralisation des accords de swaps permettent d'affirmer qu'un FMA a bien été créé en mars 2010. Les asiatiques se défendent néanmoins de vouloir concurrencer le FMI, tout en soulignant que cela permet aux pays de bénéficier de lignes de crédit jusqu'à un certain seuil, sans tomber sous les critères de conditionnalité du FMI (ADB [2010a]). La position des États-Unis a également changé depuis 1998, ils ne cherchent plus à entraver la mise en place du projet mais ne manquent pas de s'interroger sur son positionnement par rapport au FMI (Yuan et Murphy [2010]). L'encadré suivant rappelle les dates clés de la constitution du FMA.

Encadré 1 Genèse du Fonds monétaire asiatique (CMIM)

1997 Premier sommet informel entre les 13 pays à Kuala Lumpur.

2000 2ème Réunion des ministres des Finances de l'ASEAN+3 en Thaïlande. Instauration de l'Initiative Chiang Mai (ICM).

2003 Création de l'ABMI (Asian Bond Markets Initiative) afin de développer les marchés obligataires est-asiatiques et du Research Group (sur proposition japonaise) qui a pour but d'explorer les différents moyens pour renforcer la coopération financière et promouvoir la stabilité dans la région en s'appuyant sur les travaux académiques des différents pays membres.

2005 Mai 8^{ème} réunion des ministres des Finances à Istanbul. Accord pour améliorer l'effectivité de l'ICM. L'ASEAN+3 Economic Review and Dialogue Policy est intégré à l'ICM. Adoption d'un mécanisme de décision collective pour l'activation des swaps. Les liquidités de court terme, mises à disposition des pays sans l'appel du FMI passent de 10 à 20%. Une multilatéralisation de l'ICM est envisagée.

2006 9^{ème} Réunion des ministres des Finances de l'ASEAN+3, renforcement de l'ICM. Création de deux groupes de travail, Group Of Experts et ETWG (Technical Working Group on Economic and Financial Monitoring) pour améliorer la surveillance macroéconomique de la région.

2007 Mai 10^{ème} Réunion des ministres des Finances de l'ASEAN+3 : la mise en commun des réserves est considérée comme la forme appropriée pour multilatéraliser l'ICM. Les députés sont chargés d'étudier les éléments clés pour que cette multilatéralisation puisse avoir lieu, c'est-à-dire, la surveillance, les mécanismes d'activation, les quotas d'emprunt.

2008 Mai Lors de la 11^{ème} Réunion des ministres des Finances de l'ASEAN+3, les ministres s'accordent sur un montant des réserves mises en commun (au moins 80 milliards de dollars), les conditions d'accessibilité des emprunts et le mécanisme d'activation. Les pourparlers sur la répartition des contributions se précisent également : ils annoncent une répartition « 20 :80 » entre les pays de l'ASEAN et les trois autres économies (Chine, Japon et Corée du Sud).

2009 Décembre : Face à la diffusion de la crise financière, the *Chiang Mai Initiative* devient véritablement « multilatérale » (CMIM) et se voit désormais dotée de tous les attributs d'un Fonds monétaire asiatique (FMA)² : multilatéralisme régional, système de surveillance et dotation initiale de 120 milliards de dollars.

2010 Mars : L'accord venant entériner le projet de CMIM est signé par les 13 pays. L'AMRO est créé.

A partir notamment de Sussangkarn [2010], Yuan et Murphy [2010], ADB [2009].

Concomitamment, malgré le rejet de son projet de FMA, le Japon décide de la création en 2000, d'un centre de recherche dédié, le RIETI (Research Institute of Economy, Trade and Industry). Ce centre travaille sur un projet d'Unité Monétaire Asiatique (Asian Monetary Unit, AMU), construite comme une moyenne pondérée des monnaies asiatiques (ASEAN+3 + Hong Kong), sur le modèle de la méthode utilisée pour calculer l'Ecu (European Currency Unit) adopté par les pays de l'Union européenne dans le cadre du Système monétaire européen avant l'introduction de l'euro (Ogawa et Shimizu [2006] ; Ogawa et Kawasaki [2006]). En d'autres termes, l'AMU correspond à un panier de monnaies asiatiques. Le taux de change de chaque monnaie est ensuite calculé au jour le jour en fonction de ce panier, ce qui permet d'estimer des « coefficients de déviation » par rapport à une période de référence. Ces calculs permettent une surveillance des évolutions monétaires dans la zone. Ils préparent également la faisabilité d'une véritable stratégie de convergence si les autorités de la zone

² Ce projet a vu le jour dès 1998, porté alors par le Japon et repoussé par la Chine (et les États-Unis) (Higgot [1998]). Il fait désormais l'objet d'une adhésion unanime de la part des membres de l'ASEAN+ 3.

s'orientent vers une coordination de leur politique de changes. Ces calculs renforcent donc la faisabilité d'un véritable « bloc monétaire asiatique » dans un laps de temps assez court. Il n'est, par ailleurs, pas anodin de souligner la persévérance du Japon, à l'origine du projet refusé en 1998, qui anticipe malgré tout son retour sur le devant de la scène en mettant en place un centre de recherche dédié. Cette attitude proactive des autorités nippones leur permettrait ainsi d'être aux avant-postes pour proposer des méthodes de travail en cas de coordination effective des politiques de change. Or, l'histoire européenne a montré l'importance de choix en matière de critères de convergence.

3.2 Une régionalisation financière peu aboutie

Cette activité institutionnelle récurrente générée par l'épisode de 1997, et renforcée par la crise de 2007, ne doit pas masquer la réalité de l'intégration financière asiatique : alors que le régionalisme – institutionnalisation des relations interétatiques – financier a pris de l'avance sur le régionalisme commercial, la régionalisation – intensification des flux intra-régionaux – financière est très en retard sur la régionalisation productive (IDE et sous-traitance) et commerciale (Kim et Lee [2008]). En fait, les places financières asiatiques sont davantage intégrées « globalement que régionalement » et l'hypothèse de leur « découplage » vis-à-vis des places occidentales, est donc, encore à ce jour, peu réaliste.

Cette intégration aux marchés financiers globalisés se traduit par les évolutions des prix des actifs. Des études quantitatives récentes menées notamment au sein de l'Asian Regional Integration Center de l'ADB, montrent en effet que la corrélation entre les prix des actifs sur les places boursières asiatiques et les prix des actifs sur le marché américain, était plus forte en 2005 qu'au moment de la crise de 1997 (Kim et Lee [2008]).

Cette tendance « globalisante » voile certes quelques tendances « secondaires » à la régionalisation des marchés financiers asiatiques. Il convient ainsi de mentionner que les marchés obligataires (*bonds markets*) de la région sont plus cloisonnés vis-à-vis de leur homologue américain que les marchés des actions (*equity markets*) (Lee et Park [2009]). Ce résultat s'explique par la mise en place de l'Asian Bond Markets Initiative à partir de 2003, qui matérialise la volonté régionale de lutte contre la volatilité financière internationale qui a fortement impacté la croissance de la zone suite à la crise de 1997. Mais ces tendances secondaires ne permettent pas, à elles seules, de conclure à la régionalisation financière.

Sur le fond, ce décalage entre la régionalisation financière (peu avancée) et régionalisation commerciale (beaucoup plus nette), s'explique, en grande partie, par l'hétérogénéité des niveaux de développement au sein de cette zone. Cette hétérogénéité conditionne la réalité des marchés financiers asiatiques.

En effet, si on prend en compte les quinze pays qui font géographiquement partie de la zone, seuls quatre sont dotés de marchés financiers « matures » : le Japon, Hong Kong, Taiwan et Singapour. Dans les onze autres, les systèmes bancaires (les banques dominant largement les systèmes financiers) sont considérés comme très faiblement intégrés aux marchés régionaux et mondiaux (Adams [2008] ; Rigg et Schou-Zibell [2009]). Ils restent des acteurs nationaux principalement tournés vers le financement de l'activité domestique.

Ainsi, seuls quatre pays sur quinze sont techniquement exposés à des turpitudes identiques à celles que rencontrent actuellement les pays développés d'Occident (ce rapport descend à deux sur treize si on restreint l'analyse au périmètre de l'ASEAN + 3). Cette exposition est

cependant minorée par la structure de financement de l'activité économique. Les entreprises asiatiques (y compris japonaises) continuent à recourir davantage à l'endettement auprès des banques que leurs homologues occidentales (Adams [2008] ; Lee et Park [2009]). La sophistication des produits financiers est allée moins loin. La densification des risques est également plus faible.

Alors que cette fragmentation des marchés est considérée par les analystes comme un handicap à l'intégration régionale, elle sert néanmoins d'amortisseur à la transmission des perturbations financières venues d'Occident. Il convient cependant d'être prudent, car la déconnexion entre les sphères réelle et financière n'est jamais complète. Ainsi, le premier ralentissement des exportations chinoises (automne 2008) s'expliquait pour partie par les difficultés à obtenir les lettres de crédit. Or, les exportateurs ne voulaient pas expédier de grosses commandes sans avoir la certitude d'être payés. Le tarissement du crédit sur les marchés occidentaux est ainsi venu directement impacter le niveau de production des entreprises chinoises, et donc asiatiques (BM, [2009]).

Les marchés financiers asiatiques étant hétérogènes, et, pour la plupart, faiblement intégrés ; les plus développés sont contraints de se tourner vers leurs homologues occidentaux. C'est donc au marché mondial que les quatre marchés financiers asiatiques matures vont logiquement s'intégrer.

3.3. *Quid des taux de change dans la zone*

Il convient de souligner la grande diversité des stratégies nationales de change suite à la crise de 2007.

Tableau 3 : Les régimes de change en Asie Orientale en 2010

Renminbi chinois	Panier de monnaie
Yen japonais	Flottement libre
Won coréen	Flottement libre
Dollar de Singapour	Flottement
Dollar de Hong Kong	Currency Board – caisse d'émission
Dollar de Brunei	Currency Board – caisse d'émission
Ringgit malais	Flottement
Baht thaïlandais	Flottement
Roupie indonésienne	Flottement
Peso philippin	Flottement
Riel cambodgien	Flottement
Dong vietnamien	Autre arrangement
Kip laotien	Autre arrangement
Kyat de Myanmar	Autre arrangement

Source : FMI (2009) actualisé par les auteurs.

Cette relative dispersion des pratiques dans le domaine des changes fait suite à la crise de 1997 (Patnaik et Shah [2010]). Auparavant, l'ancrage plus ou moins implicite au dollar constituant la règle, les taux de change de la région évoluaient de façon assez harmonieuse. Néanmoins, cette harmonie disparaît en cas de choc exogène comme ce fut le cas à partir

d'août 2007, avec le début de la crise des *subprimes*. Il convient donc de se doter désormais d'outils quantitatifs afin d'évaluer la convergence des taux de change dans la zone. L'existence d'une convergence viendrait renforcer l'hypothèse plus globale de la constitution d'un régime monétaire régional en Asie Orientale.

Si on ne peut pas encore parler de coordination formelle des politiques de change, l'instauration d'un processus de coopération pérenne depuis la crise de 1997 aboutissant sur une infrastructure institutionnelle de plus en plus complète, impacte *de facto* les comportements des autorités monétaires de chacun des pays impliqués. Ces dernières prennent certes leurs décisions de façon autonome, mais sur la base d'un référentiel commun de réflexion qui conditionnent leurs comportements respectifs. A ceci vient s'ajouter le sentiment de l'interdépendance croissante renforcé par chaque crise. Ainsi, sans qu'il ne soit jamais question de « serpent monétaire asiatique » ou autre « système monétaire asiatique », on assiste bien à la mise en place d'un référentiel commun en matière de gestion des taux de change dans la zone. C'est cette tendance que vont tenter de mettre en évidence les parties suivantes en testant l'hypothèse d'un bloc monétaire.

4. Comment détecter la formation d'un bloc monétaire régional ?

Afin de tester l'hypothèse de la constitution d'un bloc monétaire régional, la démarche repose sur l'originalité suivante : traditionnellement dédiée aux questions sur la croissance économique, nous transposons la notion de convergence à celle des taux de change, en utilisant des données de panel non stationnaires.

4.1 Comment mesurer la convergence ?

Si la notion de convergence est clairement définie en mathématiques, elle est, par contre, moins précise en économie. En mathématiques, la convergence signifie que la différence entre deux variables s'atténue au fil du temps ou converge vers une valeur constante c .

Ainsi :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (X_t - Y_t) = c \quad (1)$$

Cette définition peut être prolongée aux variables macroéconomiques. Deux pays, i et j , convergent aléatoirement dans le temps, pour une variable X , si, pour toute constante arbitrairement faible ε , il existe une date t^* à partir de laquelle l'espérance mathématique de l'écart entre les variables $X_{i,t}$ et $X_{j,t}$ devient inférieure ou égale à cette constante (Hanaut et *alii* [1997]). Nous parlons alors de convergence stochastique.

Plus formellement, nous considérons que $X_{i,t}$ et $X_{j,t}$ convergent aléatoirement dans le temps si :

$$\forall \varepsilon \cong 0, \exists t^* \text{ tel que } t \geq t^* \quad E(X_{i,t} - X_{j,t}) \leq \varepsilon \quad (2)$$

où E désigne l'espérance mathématique.

Cette notion de convergence, traditionnellement destinée aux questions de la croissance économique, est, ici, appliquée aux taux de change afin de déterminer si un bloc monétaire se constitue en Asie Orientale. La notion de bloc est très importante. Selon Holloway [1990], il y a deux définitions possibles :

- dans le sens le plus large, un bloc régional serait caractérisé par une croissance du commerce et des investissements plus importants au niveau régional qu'avec le reste du monde ;
- la seconde définition est plus étroite et désigne un bloc monétaire caractérisé par une volonté (consciente ou inconsciente) des pays du bloc de lier leurs monnaies entre elles.

La définition d'un bloc monétaire pouvant donc être assez large, nous posons qu'un bloc monétaire est constitué lorsque l'on peut établir que les taux de change des pays de la région étudiée convergent vers un point particulier.

Comme discuté par Carmignani [2007], une définition statistique de convergence applicable à l'économie se fonde sur la représentation en forme de variable aléatoire de la différence entre variables économiques de deux pays. Selon cette définition, il y a convergence si la différence des variables économiques est un processus stationnaire. Nous appliquons cette définition au taux de change en Asie afin de tester l'hypothèse d'une convergence, donc de la constitution d'un bloc monétaire *de facto*.

La stationnarité implique que la différence entre les taux de change de deux pays à la période t est inférieure à la différence observée à la période $t - 1$. Le test de convergence devient donc un test de racine unitaire du processus stochastique défini par la différence entre les taux de change des pays. Si l'hypothèse de racine unitaire est rejetée, alors on peut conclure que les deux taux de change convergent.

Pour ce faire, les données de panel non stationnaires sont utilisées. En effet, l'économétrie des données de panel connaît depuis quelques années un développement considérable dans son application à la convergence (notamment en matière de croissance économique). En effet, l'approche par les panels présente un double avantage (Baltagi [2008]) : d'abord, les données de panel possèdent deux dimensions, temporelle et individuelle. Cette double dimension permet dès lors d'étudier simultanément la dynamique et l'hétérogénéité des comportements des agents. Par suite, la double dimension temporelle et individuelle va permettre de pallier une difficulté propre aux séries temporelles : la faible puissance des tests d'intégration et de cointégration sur des échantillons de petite dimension³. Il est, en effet, aujourd'hui admis que les données de panel permettent de travailler avec des échantillons de petite taille dans la dimension temporelle, ce qui est relativement le cas ici, à condition d'avoir un nombre assez important d'observations dans la dimension individuelle. Ceci permet de diminuer la probabilité d'être confronté à des ruptures structurelles et permet également de remédier au problème de la faible puissance des tests en petit échantillon (Arouri et Rault [2010]). Dès lors, en reprenant les travaux d'Evans et Karras [1996], le processus de convergence, d'un point de vue économique, sera défini de la manière suivante. Considérons N pays. Ces pays ($i = 1, \dots, N$) convergent si et seulement si :

$$\lim_{p \rightarrow \infty} E(e_{i,t+p} - \bar{e}_{i,t+p}) = \mu_i \quad (3)$$

Un processus de convergence intervient lorsque l'écart entre le taux de change des N pays ($e_{i,t}$) et la moyenne du taux de change ($\bar{e}_{i,t}$)⁴ est constante au cours du temps. Evans et Karras [1996] caractérisent alors la convergence comme étant conditionnelle ou absolue sur la base de l'analyse de μ_i . Si $\mu_i = 0$, $\forall i = 1, \dots, N$, la convergence est dite absolue. Si, au contraire,

³ Se reporter à Salanié [1999] pour une discussion sur ce sujet.

⁴ Nous pouvons considérer cette moyenne comme une cible.

certaines de ces valeurs sont différentes de 0 (mais constante au cours du temps), la convergence est dite conditionnelle.

4.2. Spécification économétrique

Les travaux sur les données de panel non stationnaire ont connu d'importants développements au cours des dernières années et produit deux générations de tests de racine unitaire⁵ : la première, basée sur l'hypothèse d'indépendance interindividuelle des individus du panel, distingue l'homogénéité de la racine unitaire (Levin et Lin [1992]) ou l'hétérogénéité de la racine unitaire (Maddala et Wu [1999] ; Im et alii [2003] ; Hadri [1999]⁶) ; la seconde tient compte de la dépendance interindividuelle.

Pour tester l'existence d'interdépendance entre les pays de l'ASEAN+3, le test de Pesaran [2004] a été mis en œuvre afin d'obtenir la statistique CD. Cette statistique se calcule de la manière suivante :

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (4)$$

avec N , le nombre d'individus du panel, T , la dimension temporelle et $\hat{\rho}_{ij} = \text{corr}(u_{it}, u_{jt})$, quelque soit $i \neq j$, avec u le résidu du modèle estimé.

Son hypothèse nulle est l'absence d'interdépendance entre les pays et sous cette hypothèse nulle, la statistique de test est asymptotiquement distribuée selon une loi normale. Puis, nous choisissons d'administrer un test de racine unitaire de seconde génération suivant la méthodologie de Pesaran [2007].

Les tests de racine unitaire de seconde génération sont nombreux. La plupart repose sur le test mis en place par Bai et Ng [2004] basé sur des modèles à facteurs communs. Ce dernier considère deux tests séparés de racine unitaire sur les composantes commune et individuelle de la série. Les autres tests reposent sur un test unique de la racine unitaire de la série. C'est alors la méthode de décomposition de la série qui diffère selon les approches.

Le test de Pesaran [2007] repose sur l'étude de la série brute x_{it} corrigée de la moyenne individuelle de x_{it-1} et des différences premières Δx_{it-1} . Pesaran [2007] obtient alors un modèle CADF (Cross Sectionally Augmented Dickey-Fuller). Le modèle de base s'inspire du test de Im, Pesaran et Shin [2003] et s'écrit :

$$\Delta x_{it} = \alpha_i + \rho_i x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Où ε_{it} s'écrit $\varepsilon_{it} = \gamma_i \theta_t + u_{it}$. θ_t est un facteur commun et u_{it} est un bruit blanc.

Le modèle CADF s'écrit alors, en l'absence d'autocorrélation des termes u_{it} :

$$\Delta x_{it} = \alpha_i + \rho_i x_{it} + c_i \bar{x}_{t-1} + d_i \overline{\Delta x}_{t-1} + v_{it} \quad (6)$$

La statistique de Pesaran [2007], CIPS (Cross-Sectionally Augmented IPS) s'écrit alors :

⁵ Se reporter, par exemple, à Hurlin et Mignon [2005] pour une synthèse.

⁶ L'ensemble de ces tests repose sur l'hypothèse nulle de non stationnarité excepté le test proposé par Hadri [1999] qui repose, comme le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin pour les séries temporelles, sur l'hypothèse nulle de stationnarité.

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (7)$$

Où t_i représente les statistiques issues de chaque modèle CADF administré à chacun des individus i du panel.

Nous allons à présent tester l'hypothèse de convergence des taux de change pour les pays de l'ASEAN-9 à partir d'un test de racine unitaire de seconde génération.

5. Les résultats pour l'Asie Orientale

5.1 Les données

Notre étude porte sur les pays composant l'ASEAN-9. Pour diverses raisons (manque de données, économie de guerre en transition...), Brunei, le Cambodge, le Laos, Myanmar et le Vietnam ne sont pas pris en compte. Par ailleurs, nous n'intégrons pas Taiwan, étant donné le manque de données et son devenir politique incertain.

Les données pour les taux de change nominaux (notés e par la suite) ainsi que celles des indices de prix à la consommation sont issues des *Statistiques Financières Internationales* du Fonds Monétaire International⁷. Les séries sont mensuelles (fin de période) et vont de janvier 1990 à février 2011. Les taux de change nominaux sont cotés par rapport au dollar et au franc suisse et nous adoptons une cotation au certain (nombre d'unités de monnaie étrangère par unité de monnaie nationale). La question du numéraire est souvent posée dans la littérature (Frankel [1995] ; Frankel et Wei [2008]). Dès lors, pour éviter tout biais lié à l'ancrage plus ou moins strict de certaines monnaies sur le dollar américain, nous choisissons le franc suisse comme numéraire. Les taux de change réels asiatiques (notés s par la suite) sont construits à l'aide de l'indice des prix à la consommation et ils sont exprimés en termes de franc suisse. Les taux de change nominaux et les indices de prix à la consommation sont préalablement transformés dans la même base (2005). Les taux de change effectifs nominal et réel (notés, respectivement, n et r) proviennent de la Banque des règlements internationaux. Il s'agit de données mensuelles basées sur le commerce avec 58 pays. Les données utilisées sont des données trimestrielles sur la période 1990.1 à 2011.4. Le manque de données ne nous permet toutefois d'obtenir des séries qu'à partir de 1994.1 pour les taux de change effectifs (nominal et réel).

Il convient à présent de définir la cible potentielle vers laquelle les 9 taux de change sont susceptibles de converger. Compte tenu des précédentes études (Ogawa et Kawasaki [2006] ; Girardin [2011] ; Ogawa et Shimizu [2011]), nous retenons les 3 cibles suivantes :

- cible 1 : une moyenne des pays de l'ASEAN-9 ;
- cible 2 : une moyenne des pays fondateurs de l'ASEAN (ASEAN5) ;
- cible 3 : une moyenne composée de la Corée, de la Malaisie, de Singapour et de la Thaïlande ;

La cible 3 est définie en fonction des liens économiques entre ces pays. En effet, un certain nombre d'études (Zhang et alii [2004] ; Guillaumin [2009] ; Sato et alii [2009]) montrent que ces pays présentent plusieurs caractéristiques communes notamment en termes de chocs macroéconomiques (monétaire, de demande...).

⁷ Ligne ae.

Il faut noter que chaque cible est calculée soit à partir d'une moyenne simple, soit à partir d'une moyenne pondérée glissante par le PIB⁸.

Enfin, compte tenu des nombreux épisodes liés aux changements de stratégies de change de ces pays au cours des 20 dernières années (Reinhart et Rogoff [2004] ; Ilzetzki et *alii* [2009]), nous décidons de définir 5 sous-périodes :

- 1990.1 – 1997.3 : période de libéralisation financière⁹ jusqu'à la crise¹⁰ ;
- 1999.1 – 2005.6 : période d'après-crise jusqu'à la décision de la Chine d'arrêter son ancrage strictement fixe sur le dollar américain ;
- 2005.7 – 2008.6 : période durant laquelle la Chine ancre sa monnaie sur un panier de monnaie et où les premiers effets de la crise des *subprimes* se transmettent à l'économie réelle ;
- 2009.6 – 2011.4 : début de la reprise économique dans la plupart des pays émergents et notamment asiatiques¹¹.

5.2 Interdépendance et convergence

Concernant la statistique CD de Pesaran [2004], les résultats obtenus indiquent que l'hypothèse nulle (absence d'interdépendance) est toujours rejetée quelle que soit le nombre de retards inclus dans la régression auxiliaire de Dickey-Fuller et quelle que soit la variable de taux de change étudiée (tableau 4). L'ensemble de nos résultats sont significatifs avec un risque d'erreur de 1% sauf pour le taux de change effectif nominal (10%). Ce résultat confirme, comme pressenti, que les taux de change des pays de l'ASEAN-9 sont très liés entre eux et ce, comme précédemment énoncé, en raison des interdépendances économique, commerciale¹², monétaire¹³ et financière¹⁴. Les résultats du test de Pesaran [2007] sont présentés dans les tableaux 5 à 7. Comme indiqué dans la section précédente, ce test repose sur l'hypothèse nulle de racine unitaire du processus. Si cette dernière est rejetée, cela indique que le processus est stationnaire. Dès lors l'hypothèse de convergence vers une cible est acceptée.

Tableau 4 : statistiques CD de Pesaran [2004]

<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>
-1,68*	15,30***	54,77***	39,74***
(0,093)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Notes : *n*, *r*, *e* et *s* correspondent, respectivement, au taux de change effectif nominal, au taux de change effectif réel, au taux de change nominal et au taux de change réel. Pour les taux de change effectif, nominal et réel, les données commencent en 1994.1. L'hypothèse nulle d'indépendance est rejetée à *** 1%, ** 5%, * 10%.
() indique la *p-value*.

Le tableau 5 présente les résultats sur l'intégralité de la période d'étude (1990.1 à 2011.4). Nous observons une convergence au niveau du taux de change effectif nominal, quelle que

⁸ Le PIB utilisé est le PIB PPA issue de la base de données CHELEM, Cepii.

⁹ Se reporter à Fukasaku et Martineau [1999] ou Cavoli et *alii* [2004].

¹⁰ Se reporter à Davanne [1998] ou Ruffer et *alii* [2007].

¹¹ Se reporter à Berthaud et Colliac [2010].

¹² Voir, par exemple, Zebregs [2004] ou Bajou et *alii* [2006].

¹³ Fukasaku et Martineau [1999], Guérin et Sa [2006].

¹⁴ Voir, par exemple, Kim et *alii* [2005], Kim et *alii* [2007].

soit la cible étudiée, et quel que soit le modèle sur lequel repose l'hypothèse de racine unitaire. Nous faisons le même constat pour le taux de change nominal. En terme réel, il y a convergence du taux de change effectif réel vers la cible 3 (modèle avec tendance) et vers les cibles 2 et 3 (pour le modèle sans tendance). La même convergence se produit pour le taux de change réel.

Tableau 5: résultats des tests de racine unitaire de Pesaran [2007]

Cible	Modèle avec tendance				Modèle sans tendance			
	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>
1	-3,225*** (0,001)	-2,358 (0,503)	-2,833*** (0,002)	0,275 (0,608)	-2,487*** (0,010)	2,148 (0,117)	-3,003*** (0,001)	-1,263 (0,103)
2	-3,645*** (0,000)	-2,820 (0,108)	-3,353*** (0,000)	-0,787 (0,216)	-2,866*** (0,004)	-2,621** (0,019)	-3,433*** (0,000)	-1,946** (0,026)
3	-3,198** (0,022)	-3,178** (0,024)	-3,271** (0,014)	-3,188** (0,023)	-3,035*** (0,003)	-2,953*** (0,005)	-3,245*** (0,001)	-3,020*** (0,003)

Notes : *n*, *r*, *e* et *s* correspondent, respectivement, au taux de change effectif nominal, au taux de change effectif réel, au taux de change nominal et au taux de change réel.

L'hypothèse de racine unitaire est rejetée à *** 1%, ** 5%, * 10%. Le nombre de retards introduit dans le test a été sélectionné avec les critères d'Akaike (AIC) et de Schwarz (BIC) suivant Pesaran [2007]. Toutefois, en cas de retards différents, le critère BIC a été privilégié car la probabilité de surestimer le nombre optimal de retard n'est pas nulle en utilisant le critère AIC (Hurlin et Mignon, 2007). () indique la *p-value*.

Tous les tests sont menés avec des effets fixes quel que soit le modèle. Pour les taux de change effectifs, nominal et réel, les données commencent en 1994.1

Les tableaux 6 et 7 présentent les résultats sur les 4 sous-périodes. Nous constatons :

- une absence de convergence, sur les sous-périodes 1 et 2, lorsque nous travaillons sur le modèle avec tendance sauf pour le taux de change réel et le taux de change effectif nominal où nous constatons une convergence vers la cible 2 ;
- une convergence des quatre taux de change vers la cible 2 et, pour le taux de change effectif réel, vers la cible 3 sur la sous-période 1 ; une convergence du taux de change effectif nominal vers la cible 3 pour la sous-période 2.

Le travail sur les deux dernières sous-périodes ne révèle pas de convergence lorsqu'on travaille sur le modèle avec tendance sauf pour la sous-période 4 où l'on observe une convergence :

- du taux de change effectif nominal vers la cible 1 ;
- du taux de change effectif réel vers la cible 3.

Le modèle sans tendance montre un processus de convergence :

- des 4 taux de change vers la cible 2 pour la sous-période 3 ;
- du taux de change effectif réel vers les 3 cibles et des taux de change nominal et réel vers la cible 3 pour la sous-période 4.

La convergence, notamment au niveau des taux de change effectif, semble être un mouvement qui se confirme depuis 2005 pour les pays d'Asie Orientale qui semblent gérer leurs taux de change selon une bande molle autour d'une évolution régulière de ces taux de change, en particulier le nominal (Ma et McCauley [2011]). Par ailleurs, la lutte contre l'inflation et l'intégration commerciale croissante de ces pays semblent également impacter leur gestion du taux de change effectif (Aglietta et *alii* [2011]).

Tableau 6 : résultats des tests de racine unitaire de Pesaran [2007] sur les 4 sous-périodes

Cible	Modèle avec tendance					Modèle sans tendance						
	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>
	1990.1 – 1997.3											
1	-2.260 (0.607)	-2.070 (0.822)	1.973 (0.911)	-1.871 (0.956)	-1.194 (0.969)	-0.836 (0.999)	-1.461 (0.853)	-1.362 (0.916)				
2	-2.456 (0.384)	-2.795 (0.124)	-2.378 (0.470)	-3.044 ^{**} (0.032)	-2.460 [*] (0.053)	-2.878 ^{***} (0.005)	-2.349 [*] (0.081)	-2.912 ^{***} (0.003)				
3	-2.845 (0.125)	-2.282 (0.552)	-1.967 (0.819)	-2.503 (0.358)	-1.025 (0.946)	-2.479 [*] (0.069)	-1.369 (0.817)	-1.937 (0.365)				
	1999.1 – 2005.6											
	1999.1 – 2005.6											
1	-2.612 (0.174)	-2.147 (0.766)	-2.491 (0.307)	-1.941 (0.928)	-2.072 (0.168)	-2.144 (0.115)	-1.970 (0.265)	-2.127 (0.126)				
2	-3.119 ^{**} (0.020)	-1.900 (0.885)	-2.804 (0.113)	-1.644 (0.970)	-2.271 (0.114)	2.089 (0.224)	-2.029 (0.270)	-2.032 (0.268)				
3	-2.179 (0.658)	-1.430 (0.986)	-2.089 (0.733)	-1.411 (0.987)	-2.454 [*] (0.069)	-1.485 (0.742)	-2.325 (0.115)	-1.555 (0.690)				

Notes : *n*, *r*, *e* et *s* correspondent, respectivement, au taux de change effectif nominal, au taux de change effectif réel, au taux de change nominal et au taux de change réel. L'hypothèse de racine unitaire est rejetée à *** 1%, ** 5%, * 10%. Le nombre de retards introduit dans le test a été sélectionné avec les critères d'Akaike (AIC) et de Schwarz (BIC) suivant Pesaran [2007]. Toutefois, en cas de retards différents, le critère BIC a été privilégié car la probabilité de surestimer le nombre optimal de retard n'est pas nulle en utilisant le critère AIC (Hurlin et Mignon, 2007). () indique la *p-value*.

Tous les tests sont menés avec des effets fixes quel que soit le modèle. Pour les taux de change effectifs, nominal et réel, les données commencent en 1994.1

Tableau 7 : résultats des tests de racine unitaire de Pesaran [2007] sur les 4 sous-périodes

		Modèle avec tendance				Modèle sans tendance			
Cible		2005.7 – 2008.6				2009.6 – 2011.4			
		<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>
1		-1.715 (0.983)	-2.028 (0.856)	-1.634 (0.992)	-1.881 (0.941)	-1.586 (0.732)	-1.785 (0.494)	-1.445 (0.857)	-1.664 (0.644)
2		-2.765 (0.140)	-2.109 (0.721)	-2.306 (0.535)	-2.699 (0.181)	-2.429* (0.061)	-2.478** (0.048)	-2.147 (0.191)	-2.645** (0.020)
3		-1.190 (0.996)	-1.008 (0.999)	0.235 (1.000)	0.201 (1.000)	-1.198 (0.892)	-1.032 (0.944)	0.134 (1.000)	-0.096 (1.000)
Cible		<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>e</i>	<i>s</i>
1		-2.834** (0.045)	-2.655 (0.133)	-0.288 (0.387)	1.032 (0.849)	-2.154 (0.112)	-2.323** (0.041)	-0.361 (0.359)	-0.709 (0.239)
2		-2.137 (0.662)	-2.465 (0.355)	0.446 (0.672)	0.533 (0.703)	-1.811 (0.454)	-2.642** (0.021)	-0.406 (0.343)	-1.252 (0.105)
3		-2.442 (0.389)	-3.050** (0.056)	-2.488 (0.351)	-2.777 (0.158)	-2.126 (0.225)	-3.207*** (0.001)	-2.554** (0.031)	-3.003*** (0.005)

Notes : *n*, *r*, *e* et *s* correspondent, respectivement, au taux de change effectif nominal, au taux de change effectif réel, au taux de change nominal et au taux de change réel. L'hypothèse de racine unitaire est rejetée à *** 1%, ** 5%, * 10%. Le nombre de retards introduit dans le test a été sélectionné avec les critères d'Akaike (AIC) et de Schwarz (BIC) suivant Pesaran [2007]. Toutefois, en cas de retards différents, le critère BIC a été privilégié car la probabilité de surestimer le nombre optimal de retard n'est pas nulle en utilisant le critère AIC (Hurlin et Mignon, 2007). () indique la *p-value*. Tous les tests sont menés avec des effets fixes quel que soit le modèle.

6. Conclusion

L'objectif de ce papier est de tester l'hypothèse de la constitution d'un bloc monétaire en Asie Orientale. Les résultats montrent une convergence des taux de change vers la cible ASEAN fondateurs sur la période 1990-2011. Ces résultats confirment un processus graduel de « décrochage » des monnaies asiatiques vis-à-vis du dollar et, plus encore, un processus de convergence régionale des taux de change. Dès lors, une telle situation pourrait favoriser à terme l'émergence d'une zone monétaire régionale. Outre l'intégration commerciale croissante démontrée, c'est désormais l'intégration financière et monétaire qui inciterait à une telle solution. Seules les futurs échéances (notamment institutionnelle et politique) confirmeront ou non l'émergence d'un tel système avec, notamment, le rôle de la Chine et du Japon.

Bibliographie

- ADAMS C. [2008], "Emerging East Asian Banking Systems Ten years after the 1997/98 Crisis", *Working Papers Series on regional economic integration*, n°16, Asian Development Bank.
- AGLIETTA M. [2008], « La rivalité monétaire sino-américaine et le régime de change de la Chine », in « La Chine », *Les Cahiers du Cercle des économistes*, n° 9, pp. 35-54.
- AROURI M. E. H. et RAULT C. [2010], « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », *Revue Economique*, vol. 61 (5), pp. 945-960.
- ASIAN DEVELOPMENT BANK (ADB) [2009], "Regional Surveillance for Economic Stability", *Asian Economic Monitor*, March, 91p.
- ASIAN DEVELOPMENT BANK (ADB) [2010a], "Institutions for Regional Integration. Toward an Asian Economic Community" 313 p.
- ASIAN DEVELOPMENT BANK (ADB) [2010b], «Exchange Rate Cooperation: Is East Asia Ready? », *Asian Economic Monitor*, December, pp. 46-58.
- BAI J. et NG S. [2004], "A PANIC attack on unit root and cointegration", *Econometrica*, vol. 72 (4), pp. 1127-1177.
- BAJOU C., LEFEUVRE E., MAMETZ S. et MELKA J. [2006], « Relations commerciales en Asie », *Recherche économique*, Ixis CIB.
- BALTAGI B. H. [2008], *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley.
- BANQUE MONDIALE [2009], "Transforming Rebound into Recovery", *East Asia and Pacific Update*, 51498, November.
- BERTHAUD F. et COLLIAC S. [2010], « Quels pays émergents ont été victimes d'un arrêt brutal des entrées de capitaux pendant la crise ? », *Trésor-éco* 76.
- CARMIGNANI F. [2007], « A note on income converge effects in regional integration agreements », *Economics Letters*, vol. 94 (3), pp. 361-366.
- CAVOLI T., RAJAN R. S. et SIREGAR R. [2004], "A Survey of Financial Integration in East Asia : How Far ? How Much Further to Go?" , *CIES discussion paper 0401*.
- CHEY H-K. [2009], "The Changing Political Dynamics of East Asian Financial Cooperation: The Chiang Mai Initiative", *Asian Survey*, vol. 49, n°3, mai-juin, pp. 450-467.
- DAVANNE O. [1998], *Instabilité du système financier international*, Conseil d'analyse économique, La Documentation française.
- DAI M. [2010], « Quelques réflexions sur la réévaluation du yuan », *L'observatoire des politiques économiques en Europe*, Hiver.

- EVANS P. et KARRAS G. [1996], « Convergence revisited », *Journal of Monetary Economics*, vol. 37 (2), pp. 249-265.
- FIGUIERE C. et GUILHOT L. [2008], « La Chine : prochain leader de l'Asie Orientale ? », *Revue Région et Développement*, n° 28, pp.151-180.
- FIGUIERE C. et GUILHOT L. [2011a], « La Chine : avenir du découplage asiatique ? », in DIEMER A. et DOZOLME S. (dir) *Les enseignements de la crise des Subprimes*, Editions C. Juglar, pp 233-244.
- FIGUIERE C. et GUILHOT L. [2011b], « Évolution du rôle du yuan. *Quelles perspectives pour l'Asie Orientale ?* », in De TREGLODE B., LEVEAU A. (Dir.) « *Asie du Sud-Est 2011* », Paris, Les Indes Savantes –Irasec.
- FRANKEL J. [1995], « Is Japan Creating a Yen Bloc in East Asia and the Pacific? », *NBER working paper* 4050.
- FRANKEL J. et WEI S. J. [2008], « Estimation of De Facto Exchange Rate Regimes: Synthesis of the Techniques for Inferring Flexibility and Basket Weights », *NBER working paper* 14016.
- FREUDENBERG M., GAULIER G. et UNAL-KESENCI D. [1998], « La régionalisation du commerce international », *Economie Internationale*, n°74, 2^{ème} trimestre.
- FUKASAKU K. et MARTINEAU D. [1999], « Coopération monétaire en Asie de l'Est : l'apport des tests de causalité et de la cointégration », *Economie et Prévision*, 140-141, pp.105-116
- GAULIER G, JEAN S. et UNAL-KESENCI D. [2004], “Regionalism and the Regionalisation of International Trade”, *Working Papers*, CEPII, novembre.
- GAULIER G., LEMOINE F. et UNAL-KESENCI D. [2011], “China’s foreign trade in the perspective of a more balanced economic growth”, *Working Paper CEPII*, WP n° 2011-03, mars.
- GAULIER G., LEMOINE F. et UNAL-KESENCI D. [2006], “China’s Emergence and the Reorganization of Trade Flows in Asia”, *Working Paper CEPII*, n°2006-05, mars.
- GAULIER G., LEMOINE F. et UNAL-KESENCI D. [2005], “China’s Integration in East Asia: Production Sharing, FDI and High-Tech Trade”, *Working Paper CEPII*, n°2005-09, juin.
- GIRARDIN E. [2011], “A De Facto Asian-Currency Unit Bloc in East Asia: It has been there but we did not look for it”, *ADB working papers* 62.
- GUÉRIN J. et SA S. [2006], « Les progrès de l'intégration monétaire et financière en Asie », *Revue de la stabilité financière*, 8, Banque de France, pp. 117-135.
- GUILLAUMIN C. [2009], « (A)symétrie et convergence des chocs macroéconomiques en Asie de l'Est : une analyse dynamique », *Economie Internationale*, 114, pp. 29-68.
- HADRI K. [2000], « Testing for stationarity in Heterogeneous Panel Data », *Econometrics Journal*, vol. 3 (2), pp. 148-161.
- HANAUT A., LOUFIR R. et MOUHOUD E. M. [1997], *Convergence des économies et intégration européenne*, Commissariat Général du Plan.
- HENNING C. R. [2009], “The future of the Chiang Mai Initiative: An Asian Monetary Fund?”, *Policy Brief*, Peterson Institute for International Economics, number PB09-5, February, 9p.
- HENNING C. R. [2011], “Economic Crises and Institutions for Regional Economic Cooperation”, *ADB Working Paper Series on Regional Economic Integration*, number 81, 55p.
- HOLLOWAY N. [1990], « Building a Yen Bloc », *Far Eastern Economic Review*, 11.
- HURLIN C. et MIGNON V. [2005], « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel », *Economie et Prévision*, 169, pp. 253-294.

- ILZETZKI E., REINHART C. et ROGOFF K. [2009], « Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold ? », *mimeo*.
- IM K., PESARAN M. et SHIN Y. [2003], « Testing for unit roots in heterogeneous panels », *Journal of Econometrics*, vol. 115 (1), pp. 53-74.
- JETIN B. [2009], « L'intégration monétaire asiatique : dollarisation, monnaie commune ou simple coopération monétaire ? » *Revue Tiers Monde*, n 199, p. 591-610.
- KEOHANE R.O. [1984], « *After Hegemony: Cooperation and Discord in the World Political Economy* », Princeton UP.
- KIM H., OH K.-Y. et JEONG C.-W. [2005], « Panel cointegration results on international capital mobility in Asian countries », *Journal of International Money and Finance*, vol. 24 (1), pp. 71-82.
- KIM J-K et WOO J-W. [2007], « Effect of Globalization on Logistics Networks in East Asia », in KIM J-K et RUFFINI P-B. (dir) *Corporate Strategies in the Age of Regional Integration*, Edward Elgar.
- KIM S. et LEE J.W. [2008], « Real and Financial Integration in East Asia », *Working Papers Series on regional economic integration*, n°17, Asian Development Bank.
- KIM S., KIM H. S. et WANG Y. [2007], « Saving, investment and international capital mobility in East Asia », *Japan and the World Economy*, vol. 19 (2), pp. 279-291.
- KRASNER S.D. (dir.) [1983], « *International Regime* », Cornell UP.
- LEE C.S., et PARK C.Y. [2009], « Beyond the crisis: Financial Regulatory Reform in Emerging Asia », *Working Papers Series on regional economic integration*, n°34, Asian Development Bank.
- LEVIN A. et LIN C. F. [1992], « Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties », *discussion paper*, 56, Department of Economics, university of California at San Diego.
- MA G. et McCAULEY R. [2011], « The evolving renminbi regime and implications for Asian currency stability », *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 25 (1), pp. 23-38.
- MADDALA G. et WU S. [1999], « A comparative study of unit root tests and a new simple test », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, special issue, pp. 631-652.
- OGAWA E. et KAWASAKI K. [2006], « Adopting a common currency basket arrangement into the "ASEAN+three" », *RIETI discussion papers 06-E-026*.
- OGAWA E. et SHIMIZU J. [2011], « Asian Monetary Unit and Monetary Cooperation in Asia », *ADB working paper 275*.
- PATNAIK I. et SHAH A. [2010], « Asia Confronts the Impossible Trinity », *ADB Working Papers Series*, n° 204, 25p.
- PESARAN H. M. [2004], « General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels », *Cambridge Working Papers in Economics 435*.
- PESARAN H. M. [2007], « A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22 (2), pp. 265-312.
- PETRI P.A. [1993], « The East Asian Trading Bloc: An Analytical History, » in FRANKEL J. et KAHLER M. (dir) *Asia in Regionalism and Rivalry: Japan and the United States in Pacific Asia*, National Bureau of Economic Research.
- PETRI P.A. [2006], « Is East Asia becoming more interdependent? », *Journal of Asian Economics*, vol 17, n°3, pp. 381-394, juin.
- PLUMMER M. G. [2010], « Regional Monitoring of Capital Flows and Coordination of Financial Regulation: Stakes and Options for Asia », *ADB Working Papers Series*, n° 201, 25p.

- REINHART C. et ROGOFF K. [2004], « The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119 (1), pp. 1-48.
- RIGG R. et SCHOU-ZIBELLI L. [2009], “The Financial Crisis and Money Markets in Emerging Asia”, *Working Papers Series on regional economic integration*, n°38, Asian Development Bank, November.
- RÜFFER R. SÀNCHEZ M. et SHEN J.-G. [2007], “Emerging Asia’s Growth and Integration. How Autonomous are Business Cycles?”, *working paper 715*, European Central Bank.
- SALANIÉ B. [1999], « Guide pratique des séries non stationnaires », *Economie et Prévision*, 137, pp. 119-141.
- SATO K, ZHANG Z.Y et McALEER M. [2009], « Identifying Shocks in Regionally Integrated East Asian Economies with Structural VAR and Block Exogeneity », *CIRJE discussion papers 694*, University of Tokyo.
- SUSSANGKARN C. [2010] “The Chiang Mai Initiative Multilateralization: Origin, Development and Outlook”, *ADB Working Papers Series*, n° 230, 20p.
- WINKLER A. [2010], The Financial Crisis: a Wake-up Call for Strengthening Regional Monitoring of Financial Markets and Regional Coordination of Financial Sector Policies? *ADB Working Papers Series*, n° 199, 52 p.
- YUAN W.J et MURPHY M. [2010], “Regional monetary Cooperation in East Asia. Should the United States be Concerned?”, *Center for Strategic & International Studies*, novembre, 18p.
- ZEBREGS H. [2004], « Intraregional Trade in Emerging Asia », *IMF discussion paper 04-01*.
- ZHANG Z., SATO K. et McALEER M. [2004], « Is a monetary union feasible for East Asia? », *Applied Economics*, vol. 36 (10), pp. 1031-1043.