

VALÉRIE LEVASSEUR
FRANCISCO SERRANITO¹

Y A-T-IL FORMATION D'UNE ZONE YEN DANS LA RÉGION ASIE-PACIFIQUE ?

RÉSUMÉ Cet article a pour objet de vérifier l'existence d'une tendance à la formation d'une zone yen dans la région Asie-Pacifique, à travers la recherche de relations stables à long terme entre les taux de change de huit pays asiatiques (Japon, Malaisie, Indonésie, Hong Kong, Singapour, Corée, Philippines, Thaïlande), et pour deux périodes : une « longue » (1976-1994), et une « courte » (1983-1994). Les tests de cointégration univariés montrent que s'il existe une interdépendance, celle-ci ne peut être vérifiée qu'à partir des années quatre-vingt. Cependant, même sur cette période, peu de monnaies sont reliées à long terme avec le yen. Elles sont plutôt reliées entre elles. Le passage à l'approche multivariée de la cointégration confirme ensuite ces résultats. Dans le cas des taux de change nominaux, l'existence de trois relations stables à long terme atteste une tendance à l'interdépendance des taux de change dans la région. Cependant, le yen a un faible rôle dans ces relations. Les tests montrent que le Japon peut être exclu des relations de cointégration d'où le rejet de l'idée que se formerait un « bloc yen » dans

la région asiatique. Dans le cas des taux de change réels, trois (à 1 %), voire quatre (à 5 %), relations de cointégration sont recevables mais, à la différence du cas nominal, les tests d'exclusion du Japon sont rejetés. Les relations existant entre les monnaies semblent s'expliquer plus par des liens commerciaux entre les pays que par une réelle volonté d'intégration monétaire.

Enfin, une étude récursive des relations de cointégration a été réalisée dans un double objectif : tout d'abord, pour vérifier que l'hypothèse de cointégration entre les variables est robuste quel que soit le choix de la période d'estimation. Le nombre de relations trouvé est stable dans le temps. Ensuite, pour voir s'il y a formation d'un bloc monétaire en Asie attestée par la convergence des taux de change. Dans le cas réel, on ne trouve aucune tendance à la convergence. Et dans le cas nominal, on trouve un léger mouvement de convergence à la fin des années quatre-vingt, mais qui ne s'affirme pas par la suite. Par conséquent, l'interdépendance des taux de change ne semble pas s'accroître dans la région.

1. Valérie Levasseur et Francisco Serranito sont allocataires de recherche, Institut Orléanais de Finance, Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion. E-mail : vlevasse@univ-orleans.fr et fserrani@univ-orleans.fr

Grâce à sa réussite économique et à sa position de premier créancier net du monde depuis quelques années, le Japon se trouve aux premiers rangs de la scène économique internationale. Par ailleurs, les pays d'Asie du Sud-Est (Hong Kong, Corée, Singapour, Philippines, Indonésie, Malaisie, Thaïlande) ont connu, depuis le début des années soixante, une croissance économique souvent qualifiée de « miraculeuse » (Banque mondiale, 1993). A l'heure actuelle, bien que leurs différents stades de développement en fassent un ensemble relativement hétérogène, ces marchés émergents, géographiquement concentrés, présentent pour le Japon un intérêt certain, et celui-ci semble passer d'une vision « mondialiste » à une vision plus « régionaliste » (Movahedi, 1994). Cette évolution fait de l'Asie une zone susceptible de constituer un bloc économique autour du Japon, semblable aux blocs européen et nord-américain, ce qui formerait un monde économique tri-polaire (Gerbier, 1995). Cependant, cette idée prête souvent à débat : certes, la coopération intra-régionale asiatique s'accroît au cours des années (Kwan, 1994), mais il n'est pas évident que l'on puisse parler d'intégration régionale au même titre, par exemple, qu'en Europe.

Dans le cas de l'Europe, une volonté politique prononcée pour l'intégration s'est traduite par la constitution d'un groupe de pays entre lesquels les relations commerciales et financières sont non seulement privilégiées, mais aussi organisées, au niveau institutionnel, autour d'un pays dont la monnaie joue un rôle clé². Cela a notamment conduit à une interdépendance monétaire, de telle sorte que les taux de change des pays de la région évoluent ensemble, suivant les mouvements d'une monnaie de référence. En Asie, la tendance vers des relations économiques intra-régionales conduit ainsi à se demander si, en réaction à la constitution de ces blocs, un tel schéma n'apparaîtrait pas autour du Japon de façon à créer un bloc yen (Goto & Hamada, 1995).

Il est important de préciser cette notion de bloc yen qui, selon Holloway (1990), regroupe deux définitions distinctes. Dans son sens le plus large, une zone yen serait caractérisée par une croissance du commerce et des investissements plus importante au niveau régional qu'avec le reste du monde. Le Japon constituerait alors le centre de gravité de l'économie asiatique du fait de sa taille et de son avance technologique. Les études de Frankel (1992) et de Kwan (*op. cit.*) s'inscrivent dans cette conception. Frankel, utilisant les modèles de gravité, réfute l'existence d'un tel bloc, tandis que Kwan, à l'aide d'une méthodologie différente, montre qu'il existe une intégration économique des pays asiatiques. La deuxième définition du bloc yen est plus étroite et désigne un bloc monétaire, caractérisé par l'utilisation croissante du yen, tant d'un point de vue commercial que financier, qui conduirait spontanément les pays asiatiques à relier leur monnaie au yen. La définition d'un bloc yen au sens large semble inadéquate : elle renvoie plus à une notion d'intégration commerciale qu'à une notion d'intégration monétaire. Par conséquent, il vaudrait mieux parler de bloc Asie lorsqu'il s'agit des échanges de marchandises et de capitaux, et de bloc yen lorsqu'il s'agit du domaine monétaire.

2. Pour une analyse de l'organisation institutionnelle de la région Asie-Pacifique, voir les travaux de Blanchard (1995) et pour l'ALENA, ceux de Baudassé & Montalieu (1995).

Cette analyse étudie l'éventuelle constitution d'une zone yen, autrement dit, d'une intégration monétaire au sein des pays asiatiques autour de la devise japonaise. A cette fin, nous analysons d'abord quelles en seraient les origines. Puis sont présentés les résultats des tests de cointégration univariés et multivariés qui ont été effectués sur les taux de change de huit pays de l'Asie du Sud-Est (Japon, Singapour, Thaïlande, Hong Kong, Malaisie, Corée, Philippines et Indonésie). Ceux-ci montrent que sur l'ensemble de la période (1976-94), l'existence de relations stables à long terme entre les différentes monnaies est peu probable. En revanche, la période 1983-94 est marquée par un mouvement d'interdépendance croissante des taux de change dans la région. Ces résultats sont confirmés par l'étude récursive des relations de long terme qui fait l'objet de la dernière partie de cette étude.

Pourquoi s'interroger sur la formation d'une zone yen ?

Le problème de la formation d'un bloc yen renvoie aux motivations des pays concernés. Comment la perspective de l'internationalisation du yen est-elle perçue par le Japon et par les pays du Sud-Est asiatique ? Quelle est l'importance de la place du Japon au sein de la région au niveau monétaire et financier ? Le yen peut-il jouer le rôle d'une monnaie pivot pour les devises est-asiatiques ? En essayant de répondre à ces questions, mettons en perspective les principaux traits de l'évolution récente du contexte monétaire et financier des pays d'Asie qui montrent l'éventuelle émergence d'un bloc yen.

La place du yen dans la région Asie-Pacifique

L'évolution économique du Japon a rapidement laissé croire que le yen allait jouer, dans le système monétaire international, un rôle aussi important que le dollar ou le deutsche mark, d'autant plus qu'il devenait un gros fournisseur de capitaux au niveau mondial. Dans une situation similaire, la Grande-Bretagne à la fin XIX^e siècle et les Etats-Unis après la Seconde Guerre Mondiale avaient fait de leur devise une monnaie internationale, reconnue, détenue et utilisée par les pays étrangers. Mais le parcours du Japon est différent.

En effet, jusqu'au début des années quatre-vingt, les autorités japonaises ont été particulièrement réticentes à l'idée de faire du yen une monnaie internationale, craignant d'en subir les désavantages. Elles ont donc freiné l'internationalisation du yen, de peur que des fluctuations plus importantes de la demande de monnaie ne contraignent leur politique monétaire et qu'une appréciation du yen ne pénalise leurs exportations. Cependant, du fait de la position de premier créancier mondial du Japon, certains pensent que les autorités monétaires japonaises pourraient revoir leur position (Kwan, *op. cit.*). Mais le débat reste ouvert sur la volonté ou non du Japon de voir sa monnaie s'internationaliser.

La manière la plus simple d'évaluer comment les différents pays de la région perçoivent le yen en tant que monnaie internationale est d'observer la part du yen

comme monnaie de facturation des échanges, comme instrument de paiement et comme réserve officielle. Globalement, le dollar est beaucoup plus utilisé que le yen dans la région pour les trois fonctions citées (Tavlas & Ozeki, 1991). Cependant, le yen joue un rôle de plus en plus important, tant dans les transactions commerciales qu'en tant que monnaie de réserves officielles des pays d'Asie du Sud-Est (TABLEAUX 1 et 2). On peut citer comme exemple frappant l'augmentation de 2 % à 20 % de la part des importations japonaises en provenance de l'Asie du Sud-Est libellées en yen entre 1983 et 1990. L'utilisation du yen reste toutefois beaucoup plus limitée en Asie que le deutsche mark en Europe, ou le dollar au sein de l'ALENA.

TABLEAU 1

Part du commerce extérieur japonais libellé en yen

	En %			
	EXPORTATIONS		IMPORTATIONS	
	ASIE DU SUD-EST	MONDE	ASIE DU SUD-EST	MONDE
1983	48,0	40,4	2,0	3,0
1986	37,5	35,5	9,2	9,7
1987	36,3	34,7	13,9	11,6
1988	41,2	34,3	17,5	13,3
1989	43,5	34,7	19,5	14,1
1990	48,9	37,5	19,4	14,4

Source : Ministère des Finances japonais

TABLEAU 2

Part du yen dans les réserves officielles

	En %										
	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Asie*	13,9	15,5	17,6	15,5	16,3	26,9	22,9	30	26,7	17,5	17,1
Monde	4,4	4,2	4,7	5,0	5,8	8,0	7,9	7,5	7,7	7,9	9,1

* Hormis le Japon

Source : Frankel (1992)

La croissance de l'intégration financière dans la région Asie-Pacifique

Depuis deux décennies, la structure des flux de capitaux entre les pays du Pacifique (Etats-Unis, Japon, et pays de l'Asie de l'Est) a beaucoup évolué. Les Etats-Unis sont devenus importateurs de capitaux, et le Japon exportateur de capitaux. Les pays de l'Asie de l'Est sont tous bénéficiaires de capitaux externes dont une part croissante sous forme d'investissements directs étrangers reflétant leur industrialisation rapide au cours des années quatre-vingt. Ces capitaux proviennent essentiellement des pays industriels du Pacifique, dont le Japon et les Etats-Unis. Cependant, cette concentration régionale s'établit de plus en plus for-

tement autour du Japon (au détriment des Etats-Unis), qui est devenu le premier apporteur de capitaux des pays du Sud-Est asiatique (Drysdale, 1988). Cette évolution renforce les liens financiers et la position influente du Japon au niveau monétaire et financier (TABLEAU 3).

TABLEAU 3

Evolution des investissements directs japonais à l'étranger dans le monde et en Asie de 1980 à 1993										
En milliards de dollars										
	1980	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993*
Monde	4,7	12,2	22,3	33,4	47,0	67,5	56,9	41,6	34,1	15,7
Asie	1,2	1,4	2,4	4,8	5,5	8,2	7,1	5,9	6,4	2,9
Part de										
l'Asie	25,3%	11,7%	10,4%	14,6%	11,8%	12,2%	12,4%	14,3%	18,8%	18,7%

* Trois premiers trimestres de 1993

Source : Movahedi (1994)

La croissance de l'intégration des marchés financiers est-asiatiques, suggérée par l'évolution des flux de capitaux, peut être montrée par l'étude des taux d'intérêt. Durant la dernière décennie, beaucoup de pays de la région ont libéralisé et internationalisé leurs marchés financiers, notamment Hong Kong et Singapour. L'influence croissante de Tokyo sur les marchés financiers de ces pays, au détriment des places financières américaines et européennes est facilitée par le facteur naturel de proximité (les décalages horaires entre les places financières sont très faibles). Frankel (*op. cit.*) cherche à déterminer quels sont les poids respectifs des taux américains, allemands, japonais, et anglais dans la formation des taux d'intérêt asiatiques. Il montre que, lorsque les tests portent sur les périodes 1976-89 ou 1973-90, l'influence de la place financière de Tokyo reste limitée par rapport à celle de New York. En revanche, sur la période 1988-91, il constate que les taux japonais prennent une importance croissante dans la détermination des taux asiatiques, en raison de la libéralisation des marchés financiers de ces pays à la fin des années quatre-vingt.

Le yen, monnaie pivot pour les monnaies des pays de l'Asie du Sud-Est ?

Pendant longtemps, les taux de change de la plupart des pays asiatiques ont été fixés par rapport au dollar. Mais depuis la fin du système de Bretton Woods, leurs régimes de change sont devenus plus flexibles. La Malaisie et la Thaïlande déterminent leur taux de change en fonction d'un panier de monnaies. Les taux de change de Hong Kong³, Singapour, l'Indonésie, et de la Corée dépendent d'un régime de flottement dirigé, et les Philippines suivent un régime de

3. Même si le taux de change officiel de Hong Kong est fixe par rapport au dollar américain, le taux sur le marché des changes est déterminé par la loi de l'offre et de la demande (Kwan, *op. cit.*, p. 64 ; voir aussi note 2 p. 173 pour plus de détails).

changes flexibles indépendant, selon la classification des régimes de change du FMI (Kwan, *op. cit.*).

Kwan montre que si l'objectif de la politique économique est de stabiliser la production, alors un pays a intérêt à relier sa monnaie à un panier de devises en accordant un poids important aux monnaies des pays qui ont une structure de commerce proche de la sienne (et qui sont donc en concurrence sur le marché mondial), et un poids faible, voire négatif, aux monnaies des pays dont il est le plus dépendant en matière d'importations. Dans le cas de l'Asie, l'étude de Kwan mène à la conclusion que la monnaie pivot serait plutôt le dollar pour les pays de l'ASEAN qui possèdent une structure de commerce complémentaire par rapport à celle du Japon, tandis que les NPI ont plutôt avantage à fixer leurs monnaies par rapport au yen, puisqu'ils sont en compétition avec le Japon sur le plan commercial.

Notre étude complète les résultats de cette approche en cherchant l'existence de relations d'équilibre de long terme entre le yen et les taux de change des pays du Sud-Est asiatique, ou entre les taux de change de certains groupes formés par ces pays. Plusieurs études sur les mouvements de taux de change des pays d'Asie du Sud-Est par rapport aux devises des principaux pays industrialisés (yen, dollar, deutsche mark, livre sterling) ont déjà été réalisées. L'étude de Frankel porte sur les taux de change réels de Hong Kong, Singapour, la Malaisie, la Thaïlande et la Corée. Elle montre une évolution caractérisée par une perte d'influence du dollar au profit du yen, notamment dans le cas de Singapour, de la Thaïlande et de la Corée. L'étude d'Aggarwal & Mougoué (1993) va également dans le sens d'un rôle croissant du yen sur les taux de change des pays voisins.

Le contexte économique actuel des pays de l'Asie du Sud-Est semble caractérisé par une influence croissante du Japon dans la région. Bien que celle-ci soit plus particulièrement remarquable sur les marchés financiers, le rôle croissant du yen au détriment de celui du dollar constitue un des faits marquants de l'évolution récente. Cependant, on note certaines différences entre la place du Japon dans sa région et celle des Etats-Unis ou de l'Allemagne au sein de leur bloc économique. Les interrogations concernant la mise en place de relations d'équilibre de long terme entre les monnaies des pays du Sud-Est, basées ou non sur les mouvements du yen, semblent donc pertinentes et se doivent d'être empiriquement testées.

La cointégration entre les taux de change

Depuis les travaux de Nelson & Plosser (1982), il est généralement admis que la plupart des séries macro-économiques intègrent des tendances stochastiques (Henin, 1989). La modélisation des taux de change nominaux se caractérise ainsi par la présence de racines unitaires (Meese & Singleton, 1982 et 1983). Or, dans ce cas, l'utilisation de la théorie de la cointégration est nécessaire pour analyser la dynamique des taux de change.

Au départ, la théorie de la cointégration a été appliquée aux tests d'efficience du marché des changes en s'appuyant sur l'argument de Granger (1986) : si deux taux de change apparaissent cointégrés, alors les marchés des changes ne peuvent

être efficaces puisque au moins l'une des deux séries sera prévisible par les valeurs passées de l'autre⁴.

Spontanément, la présence de cointégration entre les taux de change s'interprète comme l'existence d'une certaine interdépendance des pays considérés. La cointégration des taux de change a de plus une implication économique importante : si ceux-ci suivent une relation stable à long terme, ils sont déterminés par des fondamentaux communs sur longue période, plutôt que par des fondamentaux propres à chaque pays.

Les premiers tests de convergence des taux de change se sont surtout attachés à examiner le système monétaire européen, afin de vérifier si celui-ci permet bien d'assurer une certaine stabilisation des monnaies qui y participent. C'est notamment le cas des travaux de Mac Donald & Taylor (1991) et Péguin & Péguin-Feissolle (1994), qui examinent les relations de cointégration entre les taux de change des pays d'Europe. Leurs conclusions ont permis de montrer un mouvement de convergence des taux de change des pays européens membres du SME, qui s'est accéléré à la fin des années quatre-vingt et au début des années quatre-vingt-dix, contrairement aux pays non membres.

Aggarwal & Mougoué (1993) sont les premiers à appliquer cette méthodologie à la région qui nous intéresse : ils examinent les interactions entre les taux de change de cinq pays d'Asie du Sud-Est (le Japon, Hong Kong, la Malaisie, les Philippines et Singapour) de septembre 1982 à décembre 1989 sur des données journalières. Ils montrent que ces taux de change possèdent chacun une racine unitaire. Ils trouvent de plus une seule relation de cointégration entre ces différentes monnaies. Ces résultats constitueraient selon les auteurs un premier pas vers la vérification de la constitution d'une zone yen.

Mais peut-on vraiment parler d'intégration monétaire avec une seule relation de cointégration ? Kutan (1995), en étudiant la dynamique de cinq monnaies de l'Europe de l'Est, montre l'existence d'une telle relation stable à long terme entre celles-ci. Toutefois, ce résultat s'explique plus par un ajustement simultané des taux de change de ces pays sur la valeur du dollar dans le but de réduire les déficits commerciaux, que par une volonté d'intégration monétaire entre les pays de l'Europe de l'Est.

L'étude empirique qui suit prolonge les travaux d'Aggarwal & Mougoué dans deux directions. D'une part, étant donné que la présence (ou l'absence) de cointégration peut provenir d'une mauvaise spécification du modèle sous la forme d'un oubli d'un certain nombre de variables déterminantes, comme l'ont démontré Sephton & Larsen (1991), les tests sont faits sur un échantillon de huit pays asiatiques (à ceux étudiés par Aggarwal & Mougoué s'ajoutent la Corée du Sud, l'Indonésie et la Thaïlande). D'autre part, Hakkio & Rush (1994) ont montré par des simulations de Monté Carlo que l'important dans les tests de cointégration n'est pas la fréquence d'observation des séries (i.e. le nombre d'observations dans l'échantillon), mais la durée de la période d'observation de l'échantillon ; en effet,

4. Pour une application de la théorie de la cointégration aux tests d'efficacité, voir Hakkio & Rush (1989) ; Baillie & Bollerslev (1989 et 1994). Cependant, cet argument a été très critiqué par la suite, car l'efficacité spéculative suppose que toutes les opportunités de gains soient correctement exploitées, mais pas nécessairement que les séries soient des marches aléatoires. Deux taux de change peuvent donc être cointégrés sans que l'hypothèse d'efficacité soit remise en cause. Pour une présentation plus détaillée de la critique de l'argument de Granger, voir Bellando (1991), Sephton & Larsen (1991) et Diebold, Gardeazabal & Yilmaz (1994).

la cointégration étant un phénomène de long terme, il vaut mieux, selon ces auteurs, des échantillons de taille inférieure, mais de durée d'observation plus importante. Pour en tenir compte, nous avons travaillé sur un échantillon de séries mensuelles allant de janvier 1976 à mars 1994.

La formation d'un bloc yen (c'est-à-dire la tendance des pays d'Asie du Sud-Est à déterminer la parité de leur monnaie en fonction de la valeur du yen) ne peut être appréhendée que par l'étude des taux de change nominaux. Nous présentons, toutefois, des tests sur les taux de change réels, interprétés plutôt comme une intégration commerciale marquée entre les différents pays. On peut ainsi vérifier si le mouvement d'intégration des pays de la zone asiatique est dicté par une volonté politique ou plus simplement par le développement croissant du commerce intra-régional.

Les données utilisées

Nous considérons les taux de change de huit pays asiatiques : Japon, Indonésie, Malaisie, Thaïlande, Hong Kong, Philippines, Corée du Sud et Singapour. Les séries sont mensuelles et couvrent la période janvier 1976-mars 1994. La monnaie de chaque pays est exprimée en dollars et est issue de la base SFI⁵. Les taux de change réels sont calculés à partir de ces taux nominaux et des indices de prix à la consommation des différents pays, issus de la même base de données⁶.

Frankel (*op. cit.*) montre que pendant la seconde moitié des années quatre-vingt, le poids du yen dans la détermination des taux de change de la zone asiatique a tendance à s'accroître au détriment du dollar. Les tests ont donc été effectués ici sur deux périodes : d'une part de janvier 1976 à mars 1994, et d'autre part sur une période plus restreinte (de janvier 1983 à mars 1994). Ce découpage correspond au mouvement de libéralisation du marché des changes de la plupart des pays asiatiques. Cela permet de comparer ces résultats à ceux de Aggarwal & Mougoué (*op. cit.*), dont l'étude débute en septembre 1982.

Les tests de racine unitaire

Corbae & Ouliaris (1986) démontrent que, dans le cas des taux de change, les tests de racine unitaire de Phillips-Perron sont meilleurs que ceux de Dickey-Fuller (DF) mis au point en 1981. En effet, ces tests DF supposent que les perturbations affectant les séries sont indépendantes et identiquement distribuées, tandis que les tests de Phillips-Perron permettent de tenir compte d'un degré d'autocorrélation ou d'hétéroscédasticité dans ces dernières⁷.

Le TABLEAU 4 retrace les résultats des différents tests de racine unitaire sur les niveaux et les différences premières du logarithme des séries⁸.

5. *Statistiques Financières Internationales*, Fonds Monétaire International (ligne ae, comme dans l'étude de Kutan, *op. cit.*).

6. Ligne 60, voir ANNEXE 1.

7. Dans une version antérieure, nous avons mené des tests d'effet ARCH sur les taux de croissance des taux de change des différents pays qui ont montré qu'un certain nombre de séries exhibaient des perturbations ARCH. Par conséquent, les tests de Phillips-Perron semblent préférables. Cependant, dans l'étude empirique nous avons tout de même effectué les tests ADF (Augmented DF). En effet, selon Schwert (1987), les propriétés des deux tests sur des échantillons de petite taille sont comparables.

8. Le nombre de décalages nécessaires a été estimé par le critère AIC d'Akaike.

Sur la base de nos estimations, on peut conclure à l'intégration d'ordre un des taux de change de tous les pays étudiés. Le test ADF permet d'accepter l'hypothèse de la présence d'une seule racine unitaire dans les séries au seuil de 5 % pour sept des huit des pays. Seul le cas des Philippines nécessite un seuil de 10 % pour accepter cette hypothèse. Au contraire, le test de Phillips-Perron accepte l'hypothèse que toutes les séries sont intégrées d'ordre un au seuil de 1 %.

TABLEAU 4

		Tests de racine unitaire sur la période 1976-1994					
		TAUX DE CHANGE NOMINAL			TAUX DE CHANGE RÉEL		
Pays	Séries	ADF*	PP**	Retards	ADF	PP	Retards
Japon	Niveau	-2,041	-1,689	1	-1,862	-1,541	1
	Différence première	-5,917	-10,645	3	-5,938	-10,484	3
Indonésie	Niveau	-2,387	-2,007	1	-2,239	-1,925	1
	Différence première	-7,021	-11,512	3	-7,209	-11,866	3
Malaisie	Niveau	-1,453	-1,209	1	-1,055	-0,705	1
	Différence première	-4,125	-12,176	5	-3,856	-17,718	6
Thaïlande	Niveau	-1,669	-1,454	1	-1,693	-1,432	1
	Différence première	-6,775	12,129	2	-7,341	-11,855	2
Hong Kong	Niveau	-0,702	-0,436	1	0,067	0,189	1
	Différence première	-5,846	-10,624	3	-6,791	-13,207	3
Philippines	Niveau	-1,369	-1,295	1	-2,119	-1,972	1
	Différence première	-3,282	-12,523	7	-4,327	-12,362	7
Corée du Sud	Niveau	-1,019	-0,721	1	-1,072	-0,863	1
	Différence première	-5,761	-8,629	2	-6,741	-10,173	2
Singapour	Niveau	-1,123	-1,021	1	-0,939	-0,899	1
	Différence première	-4,559	-12,184	5	-5,152	-18,718	5

Les valeurs critiques au seuil de 5 % (10%) : -3,45 (-3,14), source : MacKinnon (1991).
* Dickey-Fuller augmenté. ** Phillips-Perron.

Les tests de cointégration univariés d'Engle & Granger

Deux variables X_t et Y_t intégrées d'ordre un sont cointégrées si une combinaison linéaire de celles-ci est stationnaire. Engel & Granger (1987) proposent alors de tester l'équation suivante : $X_t = a + bY_t + u_t$. Par conséquent, les deux variables sont cointégrées si u_t est stationnaire. On pourrait tout aussi bien tester la relation inverse ($Y_t = a' + b'X_t + v_t$). Ce problème n'est pas uniquement une question de normalisation, comme le montre Hamilton (1994) et soulève de nombreux débats théoriques. En effet, ces deux équations ne sont équivalentes que si le R^2 dans les deux cas est égal à un.

Afin d'éviter ce problème, nous avons mené les deux régressions, et choisi à chaque fois la statistique la plus proche de zéro, pour réduire les risques d'accepter à tort l'hypothèse de cointégration. Quand les deux tests conduisaient à des

résultats contradictoires, nous avons utilisé le test de Johansen pour les départager, celui-ci ne présentant aucun problème de normalisation⁹ (Hamilton, 1994).

LES RÉSULTATS POUR LA PÉRIODE 1976:1 - 1994:3. Les tests de cointégration par couple de pays ne montrent aucune tendance à l'existence de relations stables à long terme entre les différents pays étudiés deux à deux, tant sur les taux nominaux que sur les taux réels.

On n'accepte la cointégration qu'une seule fois (Thaïlande/Hong Kong) dans le cas nominal, et deux fois (Singapour/Malaisie et Philippines/Thaïlande) dans le cas réel, sur vingt-huit situations analysées (TABLEAU 5).

L'hypothèse de relations à long terme entre le dollar de Singapour et le ringgit malaysien est acceptée à 1 % dans le cas réel, et reflète ainsi le fait d'une intégration économique très forte entre ces deux pays.

Au vu de ces résultats, sur l'ensemble de la période, l'hypothèse d'un bloc monétaire dans la région est largement rejetée, ainsi que l'hypothèse d'une zone yen, étant donné qu'aucun pays de la zone ne semble déterminer son taux de change en fonction de la valeur de la monnaie japonaise.

TABLEAU 5

Tests de co-intégration d'Engel et Granger sur la période 1976-1994

	JAPON	MALAISIE	INDONÉSIE	HONG KONG	SINGAPOUR	CORÉE	PHILIPPINES	THAÏLANDE
Japon	■	-1,08	-1,77	-0,12	-1,47	-1,07	-1,29	-1,65
Malaisie	-1,20	■	-2,36	0,24	-7,89	-1,88	-2,38	-1,88
Indonésie	-1,78	-2,01	■	0,0001	-2,40	-1,03	-2,26	-2,44
Hong Kong	-0,65	-1,03	-1,30	■	0,26	-1,17	-1,86	-0,64
Singapour	-1,16	-1,87	-1,88	-1,43	■	-1,01	-1,81	-1,86
Corée	-0,97	-1,11	-1,31	-1,79	-1,23	■	-2,19	-1,47
Philippines	-1,36	-1,69	-2,42	-1,29	-1,62	-1,59	■	-3,17
Thaïlande	-1,60	-2,01	0,0001	-3,14	-1,93	-2,46	-2,46	■

Valeur critique à 5% (1%) : -2,76 (-3,39), source : Hamilton (1994).

L'hypothèse de cointégration est acceptée pour les valeurs en caractère gras.

Les résultats des tests situés au-dessus de la diagonale correspondent aux taux de change réels, et ceux situés en dessous font référence aux taux de change nominaux.

LES RÉSULTATS POUR LA PÉRIODE 1983:1 - 1994:3. Contrairement à la période précédente, on assiste ici à un début de convergence entre les taux de change, puisqu'il apparaît que de nombreuses monnaies sont reliées entre elles à long terme (TABLEAU 6).

En ce qui concerne les taux de change nominaux, trois zones se dessinent dans la région. En effet, des relations de cointégration entre Japon/Indonésie, Indonésie/Philippines, Philippines/Japon traduisent l'existence d'évolutions communes à long terme entre le yen, la monnaie indonésienne et le dollar philippin. On retrouve le même type de résultat pour les Philippines, Hong Kong

9. Il nous faut, toutefois, relativiser ce problème. Ainsi, sur 112 cas analysés, seuls quatre couples de pays aboutissaient à des conclusions opposées. Le test de Johansen permet d'accepter l'hypothèse de cointégration pour deux d'entre eux.

et la Thaïlande d'une part, et pour Singapour, la Malaisie et les Philippines d'autre part. Cette dernière zone apparaît également dans le cas des taux de change réels, ainsi que le couple Indonésie/Japon.

TABLEAU 6

Tests de cointégration d'Engel et Granger sur la période 1983-1994								
	JAPON	MALAISIE	INDONÉSIE	HONG KONG	SINGAPOUR	CORÉE	PHILIPPINES	THAÏLANDE
Japon		-1,50	-2,86	-2,26	-1,52	-1,61	-3,44	-2,04
Malaisie	-1,05		-1,42	0,09	-3,17	-2,24	-3,49	-2,32
Indonésie	-3,05	-0,45		-0,42	-1,43	-1,89	-1,58	-2,31
Hong Kong	-1,86	0,15	-2,06		-0,12	-0,84	-2,14	-1,21
Singapour	1,17	-2,11	0,88	-0,36		-2,34	-3,48	-2,31
Corée	-1,42	-0,62	-1,72	-1,25	-1,11		-1,87	-2,07
Philippines	-2,92	-2,79	-3,47	-2,89	-2,95	-1,56		-2,22
Thaïlande	-2,17	-1,20	-2,58	-3,26	-1,48	-1,16	-3,20	

Valeur critique à 5% (1%) : -2,76 (-3,39), source : Hamilton (1994).
 L'hypothèse de cointégration est acceptée pour les valeurs en caractère gras.
 Les résultats des tests situés au-dessus de la diagonale correspondent aux taux de change réels, et ceux situés en dessous font référence aux taux de change nominaux.

L'émergence de ces différentes zones dans lesquelles les monnaies suivent des tendances communes à long terme reflète un changement de comportement des pays d'Asie du Sud-Est en termes monétaires. Parallèlement à un mouvement de libéralisation des marchés des changes dans la plupart des pays asiatiques, il y a bien diminution du rôle du dollar dans les politiques de change de la région mise en évidence par Frankel, mais celle-ci ne semble pas se faire en faveur du yen, vu le faible nombre de monnaies cointégrées avec la devise nipponne. En fait d'un bloc yen homogène, apparaissent plutôt des sous-ensembles distincts de pays dans lesquels les taux de change sont interdépendants. Cette hypothèse méritant d'être approfondie, l'existence de ces zones est mise en évidence au travers d'une analyse multivariée.

L'approche multivariée de la cointégration

La plupart des monnaies s'étant dépréciées tendanciellement en termes nominaux par rapport au dollar durant la période, on pourrait penser que les relations de cointégration trouvées dans le cas univarié ne reflèteraient que l'influence du dollar sur les différents taux de change, et ainsi le terme bloc monétaire en Asie serait vide de sens. L'analyse multivariée permet de préciser cette remarque.

En effet, supposons qu'il n'y ait aucune relation de cointégration dans le système de taux de change, cela signifie qu'à long terme la dynamique des taux de change est gouvernée par huit chocs indépendants. Il n'y a donc aucune interdépendance dans la zone. Imaginons maintenant qu'il n'existe qu'une seule relation de cointégration, le système est alors gouverné à long terme par sept chocs

indépendants. Dans le cas de changes flexibles, cela veut dire qu'il y a un fondamental commun à tous les pays et l'on peut penser que le dollar joue ce rôle. La présence de plusieurs relations de cointégration peut ainsi traduire dans notre cas une tendance à la formation d'un bloc monétaire en Asie¹⁰. Cependant, les conclusions tirées de nos résultats se heurtent à une limite importante : l'interprétation des coefficients des différents taux de change dans chaque relation de cointégration est difficile (voire impossible) si elle ne s'appuie pas sur une théorie globale de formation des taux change dans la zone.

La mise en évidence des relations de long terme

La méthode de Johansen (ANNEXE 2) nécessite au préalable la détermination du nombre de retards à inclure dans le modèle. Nous avons, dans un premier temps, employé le critère AIC d'Akaike pour estimer le retard optimal dans un modèle VAR en niveau (Colletaz & Marois, 1991). Cette méthode s'est avérée insatisfaisante car le nombre de retards sélectionnés était insuffisant ($k = 1$), tant d'un point de vue théorique qu'empirique, puisque les résidus estimés n'étaient pas des bruits blancs. Nous avons alors cherché à déterminer le retard minimal qui assurerait la non-autocorrélation des résidus dans toutes les équations du VAR. Cette procédure nous a permis de sélectionner $k = 5$. Cette augmentation du nombre de retards par rapport au critère AIC n'entraînera pas de conséquences néfastes sur les tests de cointégration. En effet, Gonzalo (1994) montre qu'un nombre trop faible de retards dans la procédure de Johansen peut amener à des résultats fallacieux, mais qu'en revanche, aucun problème ne se pose dans le cas d'un nombre trop important de retards.

LES RÉSULTATS POUR LA PÉRIODE 1976-1994. Les TABLEAUX 7 et 8 donnent les résultats des tests de la trace et de la valeur propre maximale, ainsi que les valeurs critiques pour toute la période d'observation de l'échantillon. Le test de la trace permet de trouver le nombre maximal de relations de cointégration existant dans le système. L'hypothèse testée est de la forme : $H_0: r \leq k$ contre $H_1: r = n$ (où n est le nombre total de variables dans le système considéré). Ayant accepté $r \leq k$, le test de la valeur propre maximale permet alors de déterminer le nombre exact de relations de cointégration dans le système, puisque le test s'écrit : $H_0: r = k$ contre $H_1: r = k + 1$. L'hypothèse H_0 est acceptée lorsque la statistique du test est inférieure à la valeur critique (ANNEXE 2).

L'hypothèse d'absence de cointégration dans le système est largement rejetée aussi bien en ce qui concerne les taux de change nominaux que les taux de change réels. Le test de la trace permet d'accepter à 99 % l'hypothèse que $r \leq 3$, dans le cas nominal. Il peut être complété par celui de la valeur propre maximale qui permet de discriminer entre deux ou trois relations. On obtient finalement deux rela-

10. Cependant, cet argument n'est pas valable dans tous les cas de figure. Dans le cas extrême où tous les taux de change de la zone s'apprécient exactement de la même façon face au dollar, ce qui sous-entend une proportionnalité exacte entre tous ces taux de change, cela revient à supposer un régime de changes fixes par rapport au dollar dans la zone. Dans ce cas, à long terme, il ne devrait exister qu'un seul choc indépendant pour tout le système (l'évolution du dollar), et on devrait alors trouver exactement sept relations de cointégration, traduisant les relations de proportionnalité. Toutefois, ce cas extrême ne correspond pas à la zone asiatique.

tions de cointégration dans le système de huit taux de change, pour l'ensemble de la période. En ce qui concerne les taux de change réels, les tests de Johansen permettent d'accepter deux relations de cointégration.

Dans le cas des taux de change nominaux, l'existence de relations de cointégration peut s'interpréter comme une intégration monétaire des pays d'Asie. En revanche, en ce qui concerne les taux de change réels, la présence de relations de cointégration s'explique par des ajustements de prix qui compensent les variations des taux de changes nominaux afin de maintenir la compétitivité entre les pays. Par conséquent, la convergence réelle traduirait plus une intégration des marchés des produits en Asie.

TABLEAU 7

Test du nombre de relations de cointégration sur les taux de change nominaux, 1976-1994						
P-R	TEST DE LA TRACE	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE	λ -MAX	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE
1	$r \leq 7$	0,07	6,65	$r=7 / r=8$	0,07	6,65
2	$r \leq 6$	6,11	20,04	$r=6 / r=7$	6,03	18,63
3	$r \leq 5$	21,23	35,65	$r=5 / r=6$	15,12	25,52
4	$r \leq 4$	44,48	54,46	$r=4 / r=5$	23,65	32,24
5	$r \leq 3$	73,12	76,07	$r=3 / r=4$	28,24	38,77
6	$r \leq 2$	109,85	103,18	$r=2 / r=3$	36,74	45,10
7	$r \leq 1$	163,04	133,57	$r=1 / r=2$	53,19	51,57
8	$r \leq 0$	223,65	168,36	$r=0 / r=1$	60,61	57,69

Les valeurs critiques sont tirées d'Osterwald-Lenum (1992) à 99 %

TABLEAU 8

Test du nombre de relations de cointégration sur les taux de change réels, 1976-1994						
P-R	TEST DE LA TRACE	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE	λ -MAX	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE
1	$r \leq 7$	0,94	3,76	$r=7 / r=8$	0,94	6,65
2	$r \leq 6$	6,33	15,41	$r=6 / r=7$	5,39	18,63
3	$r \leq 5$	23,54	29,68	$r=5 / r=6$	17,21	25,52
4	$r \leq 4$	42,90	47,21	$r=4 / r=5$	19,36	32,24
5	$r \leq 3$	76,21	68,52	$r=3 / r=4$	33,31	38,77
6	$r \leq 2$	113,83	94,15	$r=2 / r=3$	37,62	45,10
7	$r \leq 1$	168,82	124,24	$r=1 / r=2$	54,99	51,57
8	$r \leq 0$	230,56	156	$r=0 / r=1$	61,74	57,69

Les valeurs critiques sont tirées d'Osterwald-Lenum (1992) à 99 %

LES RÉSULTATS POUR LA PÉRIODE 1983-1994. L'hypothèse d'absence de cointégration est à nouveau rejetée dans les deux cas. On constate un mouvement de convergence, aussi bien nominale que réelle, plus important, puisque le nombre de relations trouvées est supérieur. En effet, les tests permettent d'accepter l'hypothèse de trois relations de cointégration pour les taux de change

nominaux, le nombre de relations retenu est compris entre deux et quatre selon le test (TABLEAUX 9 et 10).

Ceci confirme les conclusions de l'analyse bivariée, à savoir que les années quatre-vingt ont marqué un tournant dans les politiques de change des pays de l'Asie du Sud-Est qui se concrétise par un phénomène d'interdépendance monétaire croissant.

TABLEAU 9

Test du nombre de relations de cointégration sur les taux de change nominaux, 1983-1994						
P-R	TEST DE LA TRACE	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE	λ -MAX	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE
1	$r \leq 7$	0,98	6,5	$r=7 / r=8$	0,98	6,65
2	$r \leq 6$	10,48	20,04	$r=6 / r=7$	9,50	18,63
3	$r \leq 5$	29,96	35,65	$r=5 / r=6$	19,48	25,52
4	$r \leq 4$	52,04	54,46	$r=4 / r=5$	22,08	32,24
5	$r \leq 3$	84,23	76,07	$r=3 / r=4$	32,19	38,77
6	$r \leq 2$	134,34	103,18	$r=2 / r=3$	50,11	45,10
7	$r \leq 1$	205,66	133,57	$r=1 / r=2$	71,32	51,57
8	$r \leq 0$	287,04	168,36	$r=0 / r=1$	81,38	57,69

Les valeurs critiques sont tirées d'Osterwald-Lenum (1992) à 99 %

TABLEAU 10

Test du nombre de relations de cointégration sur les taux de change réels, 1983-1994						
P-R	TEST DE LA TRACE	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE	λ -MAX	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE
1	$r \leq 7$	3,75	3,76	$r=7 / r=8$	3,75	6,65
2	$r \leq 6$	12,62	15,41	$r=6 / r=7$	8,87	18,63
3	$r \leq 5$	26,71	29,68	$r=5 / r=6$	14,09	25,52
4	$r \leq 4$	42,96	47,21	$r=4 / r=5$	16,25	32,24
5	$r \leq 3$	70,68	68,52	$r=3 / r=4$	27,72	38,77
6	$r \leq 2$	104,00	94,15	$r=2 / r=3$	33,32	45,10
7	$r \leq 1$	158,61	124,24	$r=1 / r=2$	54,61	51,57
8	$r \leq 0$	233,79	156	$r=0 / r=1$	75,17	57,69

Les valeurs critiques sont tirées d'Osterwald-Lenum (1992) à 99 %

La présence d'une constante dans la relation de long terme est un élément important dans la détermination du nombre de relations de cointégration dans le système, car elle modifie les distributions asymptotiques des différents tests. Nous avons choisi de ne pas contraindre a priori la constante et donc d'autoriser la présence de tendances déterministes dans le modèle en niveau. Nous allons maintenant tester cette hypothèse. La statistique de ce test est la différence entre la statistique du test de la trace pour le modèle sans tendance, correspondant au nombre de relations de cointégration trouvées, et la statistique du test de la trace pour le modèle avec tendance, toujours pour le même nombre de relations de

cointégration (Bec & Hairault, 1993). Les résultats de ce test sont reportés ci-dessous.

	1976-94	1983-94	χ^2 à 1 %
taux nominaux	36,08	27,63	16,81
taux réels	18,86	19,19	18,47

Toutes ces valeurs étant supérieures aux quantiles à 99 %, on peut rejeter la présence d'un terme constant dans les relations de cointégration. On accepte, par conséquent, l'hypothèse de tendances déterministes dans la spécification du modèle en niveau. Toutefois, il convient de remarquer que l'hypothèse d'absence de relation de cointégration entre les huit taux de change (nominaux et réels) est rejetée même dans le cas où les relations de long terme intègrent un terme constant, rejoignant ainsi les conclusions de Kutan (*op. cit.*). On ne retrouve donc pas les résultats de Diebold & *alii* (1994), qui montrent que la relation de cointégration trouvée par Baillie & Bollerslev (1989) provient d'une mauvaise spécification du modèle. En effet, ces derniers n'ont pas inclus de terme constant dans la relation de long terme. Par conséquent, la cointégration des taux de change des pays asiatiques est un fait empiriquement robuste.

L'évolution récente de la cointégration

Pour vérifier l'existence d'une zone yen, nous n'étudions que la période 1983-1994 car, au vu de nos résultats, s'il y a formation d'une telle zone, celle-ci n'a pu se dessiner qu'à partir de la deuxième moitié des années quatre-vingt.

Analysons tout d'abord quels sont les pays qui déterminent dans leur ensemble les relations de long terme, car, comme le soulignent Péguin & Péguin-Feissolle (1994), « tester la nullité de chaque coefficient α_{ij} ou β_{ij} » individuellement ne serait raisonnable que si l'on pouvait accepter l'idée que les vecteurs propres issus de la procédure de normalisation étaient de véritables vecteurs de cointégration ». A cette fin, nous menons des tests d'exclusion d'un pays dans toutes les relations cointégrant. Dans le cas nominal, seul le Japon n'appartient pas à la fois aux trois relations de cointégration, tandis que dans le cas réel, tous les pays étudiés appartiennent aux trois relations de cointégration estimées (TABLEAU 11).

TABLEAU 11

Test d'exclusion* d'un pays de toutes les relations de cointégration								
	JAPON	MALAISIE	INDONÉSIE	THAÏLANDE	HONG KONG	SINGAPOUR	CORÉE	PHILIPPINES
Nominal	3,41	18,79	16,50	21,86	37,65	24,31	12,61	35,10
Réel	17,24	13,23	28,79	30,62	44,07	17,33	27,87	13,12

χ^2 à 5% : 7,81
* Test $\beta_{ij} = 0 \forall i$

11. Le vecteur $(\beta_i' X_i)$ désigne la $i^{\text{ème}}$ relation de cointégration. L'élément β_{ij} représente le coefficient de la $j^{\text{ème}}$ variable du vecteur X_i dans la $i^{\text{ème}}$ relation de cointégration. L'élément α_{ij} s'interprète comme le poids de cette $i^{\text{ème}}$ relation de cointégration dans la $j^{\text{ème}}$ équation du VAR.

Ces résultats corroborent de nouveau ceux de l'analyse bivariée. L'absence du Japon dans certaines relations de cointégration permet de conclure à l'absence d'un bloc yen pour les taux de change nominaux. Tous les pays, y compris le Japon, apparaissent en revanche dans les relations de cointégration des taux de change réels. Cela peut s'expliquer par l'importance du commerce extérieur dans la croissance de ces pays. En effet, on peut supposer que, du fait du poids commercial prépondérant du Japon dans la région, les pays de l'Asie du Sud-Est ajustent leurs taux de change sur le yen pour des raisons de compétitivité; mais cette idée reste à démontrer. L'intégration entre les pays d'Asie semble donc plus commerciale que monétaire.

Nous allons maintenant vérifier, grâce à des tests d'exogénéité faible (selon la terminologie de Hansen & Juselius, 1995), quels sont les pays pour lesquels la dynamique de court terme des taux de change dépend des relations de long terme déterminées précédemment. On accepte l'hypothèse selon laquelle le yen est faiblement exogène à 1 % dans le cas nominal et à 5 % dans le cas réel (TABLEAU 12). Le Japon, aussi bien à court terme qu'à long terme, semble déterminer son taux de change suivant des considérations extérieures à la zone. En revanche, la dynamique de court terme des taux de change des autres pays apparaît bien liée aux relations de long terme trouvées précédemment (à l'exception de Singapour dans le cas nominal et de la Thaïlande dans le cas réel).

TABLEAU 12

Test d'exogénéité* faible par rapport aux relations de long terme

	JAPON	MALAISIE	INDONÉSIE	THAÏLANDE	HONG KONG	SINGAPOUR	CORÉE	PHILIPPINES
Nominal	8,94	10,03	21,75	24,42	34,69	6,69	12,11	16,97
Réel	1,13	5,44	19,43	3,08	25,57	13,88	8,44	18,70

 χ^2 à 5% : 7,81
* Test $\alpha_{ij} = 0 \forall i$

Même s'il est difficile d'interpréter économiquement les relations trouvées, on peut étudier le poids relatif des différents pays en comparant, dans chaque relation de long terme (notée CI), la valeur des coefficients (Péguin & Péguin-Feissolle, 1994). Cette composition des relations est reportée dans l'ANNEXE 3. Les ENCADRÉS 1 et 2 présentent un classement des taux de change des différents pays suivant l'importance de leurs coefficients dans chaque relation, par ordre décroissant.

Les trois relations mettent en évidence un équilibre « marqué » entre les taux de change nominaux de Singapour, Malaisie, Hong Kong, dont les coefficients sont les plus importants dans les trois relations. Dans les trois cas, on retrouve la faible influence du yen dans la détermination des taux de change de la région asiatique. Si l'hypothèse de la formation d'un bloc yen ne semble pas se vérifier, il existe cependant une interdépendance importante des taux de change entre un certain nombre de pays de la zone, le Japon mis à part (ENCADRÉ 1).

Ces résultats apparaissent, en outre, en contradiction avec le modèle théorique examiné par Kwan (*op. cit.*), dans lequel la monnaie japonaise affecterait de manière asymétrique les NPI et les pays membres de l'ASEAN.

ENCADRÉ 1

Composition des relations par ordre décroissant des coefficients :
le cas des taux de change nominaux

PREMIÈRE RELATION	DEUXIÈME RELATION	TROISIÈME RELATION
Singapour	Singapour	Singapour
Hong Kong	Malaisie	Malaisie
Malaisie	Hong Kong	Hong Kong
Philippines	Thaïlande	Thaïlande
Thaïlande	Philippines	Philippines
Indonésie	Indonésie	Corée
Corée	Japon	Indonésie
Japon	Corée	Japon

En ce qui concerne les taux de change réels, les trois relations de cointégration trouvées renvoient aux mêmes conclusions que dans le cas nominal, à la seule différence que le taux de change de la Thaïlande joue un rôle plus important. La troisième relation reflète la forte intégration économique entre la Malaisie et Singapour. Et, de nouveau, la simple distinction entre les NPI et les pays de l'ASEAN ne suffit pas à comprendre la formation des taux de change dans la zone (ENCADRÉ 2).

ENCADRÉ 2

Composition des relations par ordre décroissant des coefficients :
le cas des taux de change réels

PREMIÈRE RELATION	DEUXIÈME RELATION	TROISIÈME RELATION
Singapour	Singapour	Malaisie
Malaisie	Malaisie	Singapour
Hong Kong	Hong Kong	Thaïlande
Thaïlande	Thaïlande	Hong Kong
Indonésie	Indonésie	Indonésie
Corée	Japon	Corée
Philippines	Philippines	Philippines
Japon	Corée	Japon

Dans une dernière étape, afin de mieux identifier les différentes relations de long terme, nous allons vérifier que les zones déterminées dans l'étude de Kwan, c'est-à-dire les vecteurs (Japon, Hong Kong, Corée, Thaïlande) et (Japon, Indonésie, Philippines, Malaisie, Singapour)¹², sont comprises dans l'espace cointégrant défini par nos vecteurs. Il faut vérifier la présence des vecteurs suivants dans l'espace de cointégration : $(-1 \ 0 \ 0 \ 1 \ 1 \ 0 \ 1 \ 0)$ pour le premier groupe (noté H_1), et $(-1 \ 1 \ 1 \ 0 \ 0 \ 1 \ 0 \ 1)$ pour le second groupe (H_2). Tant pour les taux de change

12. D'après les travaux de Kwan, Singapour suivrait l'évolution des pays de l'ASEAN du fait de sa forte intégration à ces derniers, malgré son statut de NPI.

nominaux que réels, ces deux hypothèses sont largement rejetées. Nous avons ensuite cherché à examiner l'hypothèse selon laquelle les taux de change des NPI (y compris Singapour) sont cointégrés avec celui du Japon (H_3) d'une part, et entre les pays de l'ASEAN et ce dernier (H_4) d'autre part. De nouveau, ces deux hypothèses sont réfutées quelle que soit la nature des taux de change analysés.

TABLEAU 13

	TAUX NOMINAUX		TAUX RÉELS	
	LR	seuil	LR	seuil
H1	31,44	0,000008	17,88	0,0031
H2	30,42	0,00001	21,20	0,0007
H3	38,84	0,000002	14,38	0,014
H4	29,71	0,00002	19,10	0,002

Une étude récursive des relations de long terme

Durlauf (1992) propose de tester la convergence par la théorie de la cointégration. En effet, le concept de convergence se traduit par une réduction des écarts pour une variable donnée entre deux pays au cours du temps. Si cette variable est non stationnaire pour chacun des pays, et si leur différence n'a pas une variance infinie, alors l'hypothèse de convergence est acceptée. La cointégration des variables apparaît ainsi comme une condition nécessaire (mais non suffisante) à l'hypothèse de convergence. Bernard & Durlauf (1995) étendent cette analyse au cas de n pays. Ainsi, on peut conclure à la convergence des pays considérés si le système admet $(n-1)$ relations de cointégration.

Cette méthode pose cependant un certain nombre de problèmes. En effet, l'hypothèse de cointégration peut être trop restrictive, car elle suppose que la convergence est déjà réalisée. Dans le cas de figure où la convergence est en cours de réalisation pendant la durée d'observation, le test du nombre de relations de cointégration (c'est-à-dire l'existence de relations stables à long terme) conduit à un rejet systématique de l'hypothèse de convergence, du fait de l'instabilité des coefficients les composant (Loufir & Reichlin, 1993).

Hansen & Johansen (1993) proposent de vérifier la stabilité des relations de long terme par des estimations récursives des différents vecteurs de cointégration. Le modèle à correction d'erreur est estimé récursivement en ajoutant, à chaque étape, une observation supplémentaire, sans modifier la date du début de l'échantillon. Cette démarche peut être étendue à l'étude de la convergence. Il y a mouvement de convergence si le nombre de relations de cointégration dans le système augmente au cours du temps.

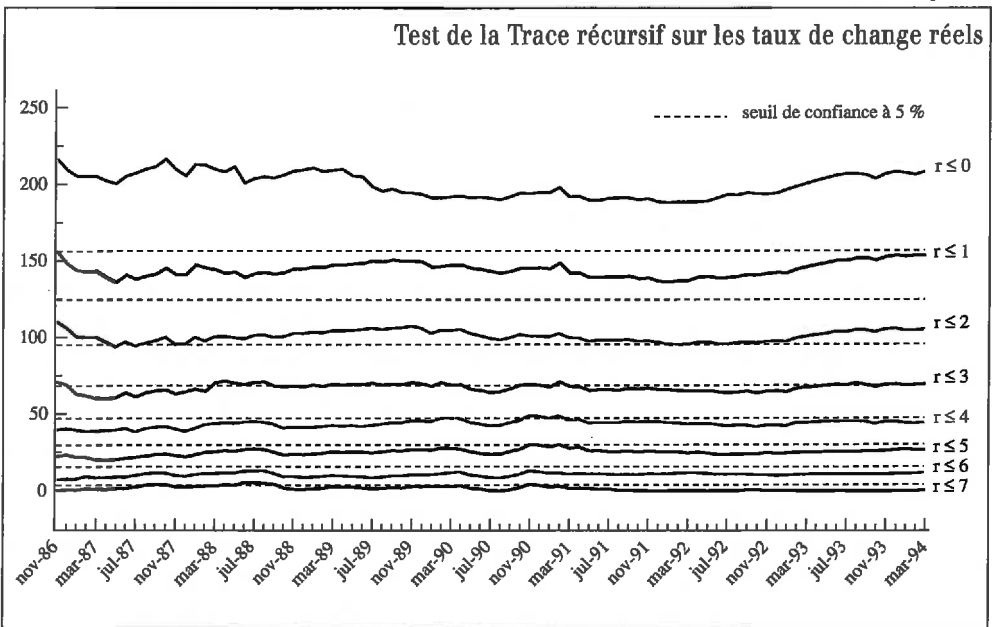
Les GRAPHIQUES 1 et 2 présentent la valeur de la statistique du test de la trace

estimée récursivement entre novembre 1986 et décembre 1993. Chaque courbe représente un nombre r de relations de cointégration et il y a relations de cointégration si la courbe est située au-dessus du seuil correspondant.

Tant dans le cas nominal que réel, le nombre de relations de cointégration est relativement stable dans le temps. Ceci est particulièrement vrai dans le cas des taux de change réels. En effet, sur l'ensemble de la période, on accepte au plus la présence de trois relations de cointégration pour ces taux de change. On pourrait accepter la présence de quatre relations sur la période juillet 1988-mars 1990 et depuis février 1993, mais la statistique du test reste proche de sa valeur critique à 5 % ; cette hypothèse serait donc rejetée si l'on augmentait le seuil de risque¹³.

Dans le cas des taux de change nominaux, on accepte la présence de quatre relations de cointégration sur toute la période. Un léger mouvement de convergence se dessine de mai 1989 à août 1990, puisque l'hypothèse de l'existence de cinq (voire six) relations de cointégration est acceptée plus facilement. Par la suite, le nombre de relations de cointégration dans le système tend à diminuer et reste à quatre jusqu'à la fin de la période.

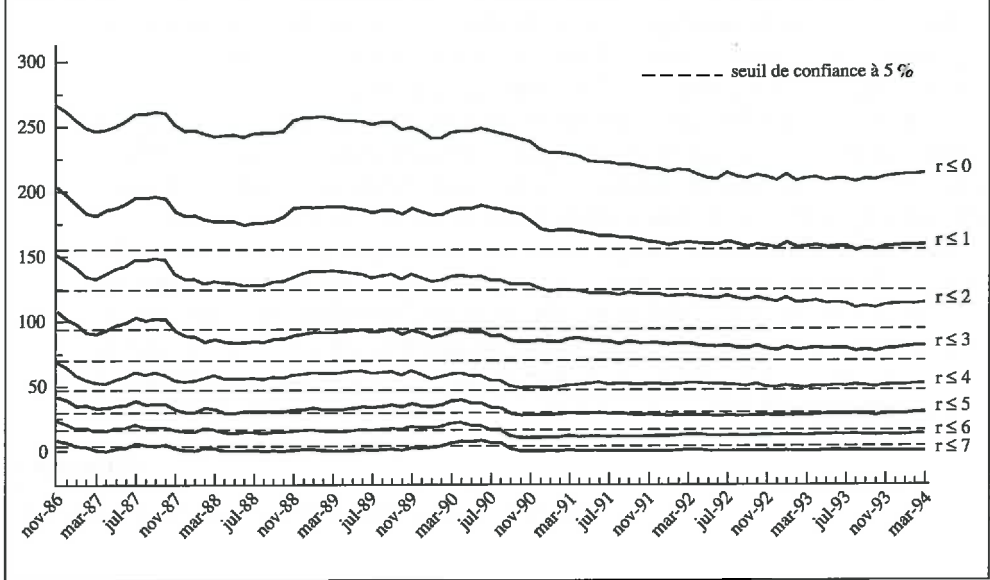
GRAPHIQUE 1



13. L'objet de cette partie étant simplement de vérifier la stabilité des relations de cointégration trouvées, les tests de la Trace sont effectués au seuil de 5 %. Dans la section précédente, les tests sont effectués à 1 %, afin de réduire le risque d'accepter à tort des relations de cointégration.

GRAPHIQUE 2

Test de la Trace récursif sur les taux de change nominaux



CONCLUSION

L'objectif de cette analyse était d'estimer économétriquement la constitution d'une zone yen, c'est-à-dire une intégration monétaire dans la région Asie-Pacifique centrée sur la devise japonaise, au travers de la recherche de relations stables à long terme entre les différents taux de change des pays concernés.

L'existence de plusieurs relations de cointégration entre les devises étudiées est attestée uniquement sur la période 1983-94, ce qui rejoint les conclusions de la plupart des études portant sur cette région, à savoir une interdépendance croissante entre les pays asiatiques à partir de la moitié des années quatre-vingt.

La dépendance des taux de change dans la zone ne s'explique pas seulement par l'influence du dollar sur l'ensemble des monnaies, étant donné l'existence de plusieurs relations de cointégration. Ceci est confirmé par l'étude récursive qui montre que la présence de trois relations de cointégration dans le cas réel, et de quatre dans le cas nominal, est acceptée sur l'ensemble de la période. Les politiques de change des pays du Sud-Est asiatique apparaissent ainsi liées entre elles à long terme, indépendamment de l'influence importante du dollar dans la zone.

Au vu de ces résultats, la question d'un bloc monétaire dans la zone Asie ne se pose qu'en dehors du Japon ce qui dément l'idée de l'existence d'un bloc yen. En effet, les tests univariés montrent qu'à long terme peu de monnaies asiatiques sont reliées au yen. Ce résultat est confirmé par les tests multivariés : le rôle du yen dans les relations de cointégrations trouvées est toujours très faible. De plus, les tests d'exclusion permettent de rejeter la présence du Japon dans la plupart des relations.

L'hypothèse même d'un bloc monétaire peut elle aussi être rejetée. En effet, celle-ci nécessiterait que la convergence au sens de Bernard & Durlauf (*op. cit.*) soit vérifiée, ce qui n'est pas le cas dans notre étude. Les politiques de change des pays asiatiques semblent ainsi plus complexes qu'une simple détermination de la valeur de leurs taux de change en fonction du yen ou du dollar.

Enfin les taux de change réels dans les pays de l'Asie du Sud-Est présentent une interdépendance plus importante que les taux de change nominaux, ce qui signifie que les relations existant entre les monnaies s'expliquent plus par les liens commerciaux entre les pays que par une réelle volonté politique d'intégration monétaire.

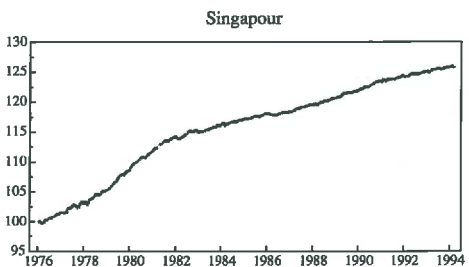
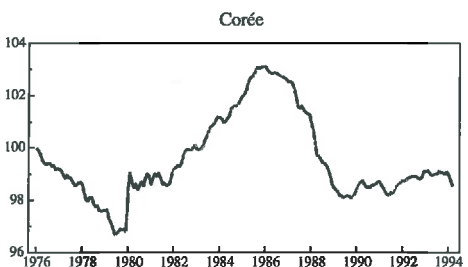
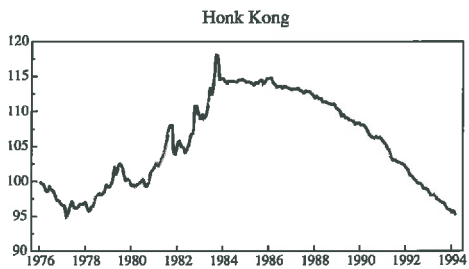
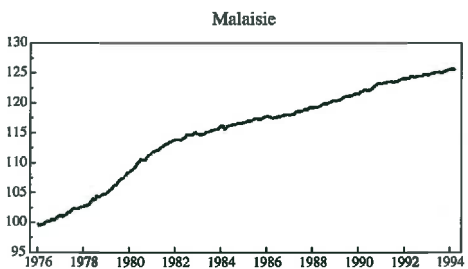
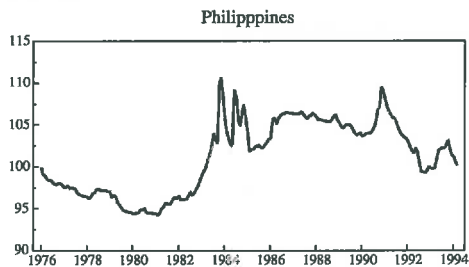
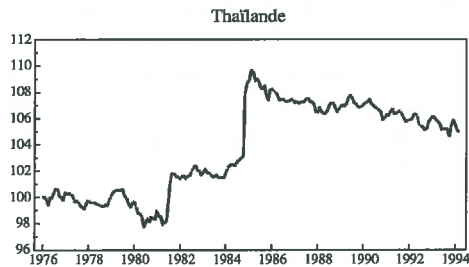
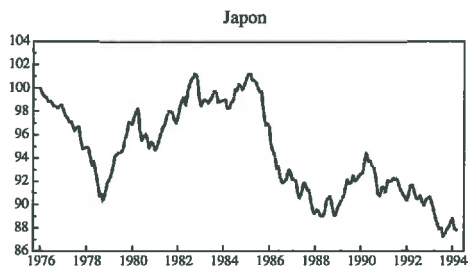
V. L. et F. S.

ANNEXE 1

(cf. double page suivante)

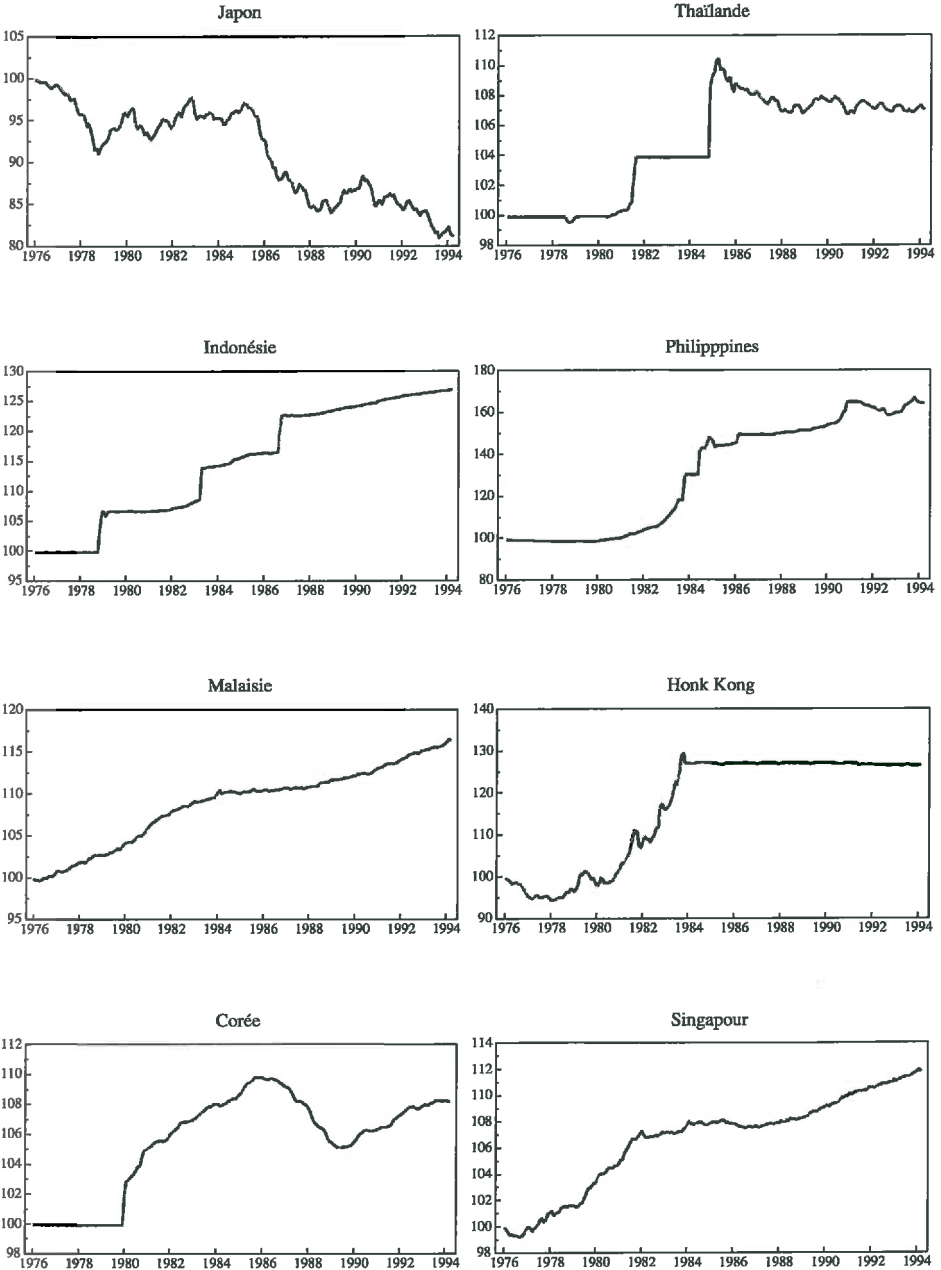
GRAPHIQUE A1

Taux de change réel par rapport au dollar



GRAPHIQUE A1s

Taux de change nominal par rapport au dollar



ANNEXE 2

ESTIMATION D'UN MODÈLE VAR COINTÉGRÉ PAR LA MÉTHODE DE JOHANSEN

Johansen (1988) a proposé une procédure d'estimation par le maximum de vraisemblance, sous l'hypothèse de normalité qui permet pour une dimension r donnée *a priori* du sous-espace de cointégration, d'estimer simultanément une base de ce sous-espace et les paramètres de la dynamique du modèle à correction d'erreur, et de mener ensuite des tests sur les divers paramètres¹⁴. Johansen & Juselius (1990) proposent alors d'estimer le processus multivarié suivant :

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \mu + \varepsilon_t$$

En général, les séries ne sont pas stationnaires et ce processus s'écrit :

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + \mu + \varepsilon_t$$

$$\text{avec } \Gamma_i = -I + \sum_{j=1}^i \Phi_j \text{ et } \Pi = -I + \sum_{j=0}^p \Phi_j$$

La discussion porte sur le rang de la matrice Π . Trois cas sont possibles :

- H_1 : $\text{rang}(\Pi) = n$ et donc X_t est stationnaire,
- H_2 : $0 < \text{rang}(\Pi) = r < n$; il existe alors deux matrices (non uniques) α et β (n, r) telles que $\Pi = \alpha\beta$,
- H_3 : $\text{rang}(\Pi) = 0$; le système s'écrit alors comme un VAR en différence.

Sous H_2 , le rang r détermine le nombre de relations de cointégration, ou, autrement dit, le nombre de relations stationnaires linéairement indépendantes entre les composantes du vecteur X . Ainsi, le vecteur $(\beta_i' X_t)$ désigne la $i^{\text{ème}}$ relation de cointégration et les éléments (α_{ij}) s'interprètent comme le poids de cette $i^{\text{ème}}$ relation de cointégration dans la $j^{\text{ème}}$ équation du VAR.

L'estimation du modèle se fait donc sous sa forme VECM :

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \alpha\beta' X_{t-p} + \mu + \varepsilon_t$$

Si l'on désigne par R_{0t} , les résidus de la régression de ΔX_t sur les ΔX_{t-i} et μ , et R_{kt} , les résidus de la régression de X_{t-k} sur les mêmes régresseurs, et si l'on note les matrices de Variances-Covariances empiriques de ces résidus :

$$S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}' \quad (i, j) \in (0, p)$$

on montre que l'estimation du maximum de vraisemblance se ramène, après calculs, à la résolution du problème suivant (Johansen, 1990) :

$$\text{Min}_{\beta} \frac{\det(\beta' S_{pp} \beta' S_{p0} S_{00}^{-1} S_{0p} \beta)}{\det(\beta' S_{pp} \beta)}$$

Ce problème se ramène alors au calcul des valeurs propres du programme :

$$\det(\lambda S_{pp} - S_{p0} S_{00}^{-1} S_{0p}) = 0$$

dont les solutions sont les valeurs propres : $\lambda_1 > \dots > \lambda_n$

et les vecteurs propres $V = (v_1, \dots, v_n)$ normalisés par $V'S_{pp}V = I$ qui forment les colonnes de la matrice de β estimée.

Johansen & Juselius (1990) donnent alors deux tests, fondés sur le rapport de vraisemblance, pour déterminer le nombre de relations r .

LE TEST DE LA TRACE

L'hypothèse $H_2(r)$ peut être testée contre l'alternative H_1 , car celle-ci est une hypothèse de la forme $H_2(r)$ avec $r = n$. On a alors la statistique :

$$-2 \ln(Q; H_2(r) / H_1) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

LE TEST DE LA VALEUR PROPRE MAXIMALE

C'est le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle $H_2(r)$ contre l'hypothèse alternative $H_2(r+1)$. La statistique du test vaut alors :

$$-2 \ln(Q; H_2(r+1)) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}).$$

Ces deux tests admettent des lois finies non standards dont les distributions sont établies en terme de mouvement brownien, les valeurs propres sont tabulées par Johansen & Juselius.

D'autres tests sont également construits par les auteurs. On peut tester certaines restrictions linéaires sur les vecteurs cointégrants. Ainsi :

$$- H_3 : \beta = H\phi$$

où H est une matrice connue de dimension (n,s) qui peut être testée par le test du rapport de vraisemblance donné par :

$$-2 \ln(Q; H_3 / H_2) = -T \sum_{i=1}^r \ln \frac{(1 - \lambda_i)}{(1 - \lambda_i^c)} \rightarrow \chi^2 [r(n-s)]$$

où λ_i^c sont les valeurs propres du modèle contraint.

À côté de ces différents tests, il convient de spécifier le statut à part de la constante. En effet, celle-ci peut s'écrire : $\mu = \alpha\beta' + \alpha_1\delta'$. Considérons l'hypothèse suivante :

$$- H_0 : \mu = \alpha\beta_0 \text{ qui signifie que le modèle s'écrit en fait :}$$

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha [\beta' X_{t-p} + \beta_0] + \varepsilon_t$$

dans ce cas, la constante intervient dans la relation de cointégration et il n'y a plus de tendances déterministes dans le modèle. La question de savoir si les parties déterministes des variables « cointègrent » ensemble est importante, car dans ce cas les distributions asymptotiques des tests sont modifiées.

L'hypothèse $H_2^*(r) = H_2 + H_0$ peut être testée contre l'alternative $H_2(r)$ grâce à la statistique :

$$-2 \ln(Q; H_2^*(r) / H_2(r)) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln \frac{(1 - \lambda_i^*)}{(1 - \lambda_i)}$$

ANNEXE 3

COMPOSITION DES RELATIONS DE COINTÉGRATION

A TAUX DE CHANGE NOMINAUX

$CI1_t = \text{Japon} - 62,98 \text{ Malaisie} + 4,92 \text{ Indonésie} + 8,44 \text{ Thaïlande} + 65,94 \text{ Hong Kong} + 113,29 \text{ Singapour} - 3,70 \text{ Corée} - 10,30 \text{ Philippines}$

$CI2_t = \text{Japon} + 23,71 \text{ Malaisie} - 1,98 \text{ Indonésie} - 7,97 \text{ Thaïlande} + 11,76 \text{ Hong Kong} - 34,93 \text{ Singapour} - 0,45 \text{ Corée} + 4,37 \text{ Philippines}$

$CI3_t = \text{Japon} + 6,93 \text{ Malaisie} - 1,03 \text{ Indonésie} - 4,99 \text{ Thaïlande} - 6,90 \text{ Hong Kong} - 8,15 \text{ Singapour} - 1,52 \text{ Corée} + 1,90 \text{ Philippines}$

B TAUX DE CHANGE RÉELS

$CI1_t = \text{Japon} + 60,09 \text{ Malaisie} + 3,25 \text{ Indonésie} + 5,45 \text{ Thaïlande} - 14,85 \text{ Hong Kong} - 78,77 \text{ Singapour} - 3,11 \text{ Corée} + 1,94 \text{ Philippines}$

$CI2_t = \text{Japon} - 23,01 \text{ Malaisie} + 1,06 \text{ Indonésie} - 1,40 \text{ Thaïlande} + 1,59 \text{ Hong Kong} + 24,68 \text{ Singapour} - 0,13 \text{ Corée} - 0,96 \text{ Philippines}$

$CI3_t = \text{Malaisie} + 0,03 \text{ Indonésie} - 0,03 \text{ Thaïlande} + 0,03 \text{ Hong Kong} - 0,99 \text{ Singapour} + 0,01 \text{ Corée} - 0,01 \text{ Philippines} + 0,0001 \text{ Japon}$

RÉFÉRENCES

- Aggarwal R. & M. Mougoue (1993), « Cointegration among Southeast Asian and Japanese Currencies: Preliminary Evidence of a Yen Bloc ? », *Economic Letters*, 41, pp. 161-166.
- Baillie R. & T. Bollerslev (1989), « Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates », *Journal of Finance*, 44, 1, mars, pp. 167-181.
- Baillie R. & T. Bollerslev (1994), « Cointegration, Fractional Cointegration, and Exchange Rates Dynamics », *Journal of Finance*, 49, 1, juin, pp. 737-745.
- Banque mondiale (1993), *East Asian Miracle, Economic Growth and Economic Policy*, Oxford University Press, New York.
- Baudasse T. & T. Montalieu (1995), *La convergence institutionnelle au sein de l'ALENA*, document de recherche n° 11-95/5/EI, Institut orléanais de finances, université d'Orléans.
- Bec F. & J. O. Hairault (1993), « Une étude empirique des sources des fluctuations économiques dans le cadre d'un modèle à tendances communes », *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 30, pp. 85-120.
- Bellando R. (1991), *Anticipations de taux de change : analyse et enjeux à partir des données d'enquêtes*, thèse de Doctorat d'Etat, université d'Orléans.
- Bernard A. B. & S. N. Durlauf (1995), « Convergence in International Output », *Journal of Applied Econometrics*, vol 10, avril-juin, pp. 97-108.
- Blanchard A. (1995), *Aspects institutionnels de la régionalisation en Asie*, miméo, Université d'Orléans.
- Carre M. (1994), *Convergence réelle et nominale dans l'Union européenne*, mémoire de DEA, université de Paris I Panthéon-Sorbonne.
- Colletaz G. & W. Marois (1991), *Fonctions de réactions et objectifs externes : une approche VAR*, rapport au ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche.
- Corbae D. & S. Ouliaris (1986), « Robust Tests for Unit Roots in the Foreign Exchange Market », *Economic Letters*, 22, pp. 375-380.
- Dickey D. & W. A. Fuller (1979), « Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol 74, pp. 427-431.
- Dickey D. & Fuller W. A. (1981), « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root », *Econometrica*, 49, 4, juin, pp. 1057-1072.
- Diebold F, J. Gardeazabal & K. Yilmaz (1994), « On Cointegration and Exchange Rates Dynamics », *Journal of Finance*, 49, 2, juin, pp. 727-735.
- Drysdale P. (1988), *International Economic Pluralism - Economic Policy in the East Asia and the Pacific*, Columbia University Press.
- Engle R. (1982), « Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation », *Econometrica*, 50, 4, juillet, pp. 987-1007.
- Engle R. & C. W. J. Granger (1987), « Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 55, 2, mars, pp. 251-276.
- Frankel J. (1992), *Is Japan Creating a Yen Bloc in East Asia and the Pacific?*, NBER Working Paper n° 4050.
- Gerbier B. (1995), « Globalisation ou régionalisation », *Economie et Société*, hors série n° 33, novembre, pp. 29-55.
- Granger C. W. J. (1986), « Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, pp. 213-228.
- Gonzalo J. (1994), « Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships », *Journal of Econometrics*, 60, 1-2, janvier-février, pp. 203-233.
- Goto J. & K. Hamada (1995), *EU, Nafta, and Asian Responses: a Perspective from the Calculus of Participation*, NBER working paper, octobre, n° 5325.

- Hamilton J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton.
- Hansen H. & S. Johansen (1993), *Recursive Estimation in Cointegrated Var-Models*, Preprint n° 1, Institut of Mathematical Statistics, Université de Copenhague.
- Hansen H. & K. Juselius (1995), *Cats in Rats, Cointegration Analysis of Time Series*, Institute of Economics, université de Copenhague.
- Hénin P. Y. (1989), « Sur la non-stationnarité des séries macro-économiques, tendances, cycles et persistance », *Revue d'Economie Politique*, pp. 661-691.
- Holloway N. (1990), « Building a Yen Bloc », *Far Eastern Economic Review*, 11, octobre.
- Jobert T. (1993), « Test de stationnarité, cointégration et modélisation multivariée », in *La Persistance du chômage*, Henin (ed.), *Economica*, pp 259-289.
- Johansen S. (1988), « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen S. & K. Juselius (1990), « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to Demand of Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, pp. 169-210.
- Johansen S. & K. Juselius (1992), « Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK », *The Journal of Econometrics*, 53, pp. 211-244.
- Kutan A. (1995), « Fractional Cointegration, Conditional Heteroskedasticity and Exchange Rates Dynamics: Evidence from Reforming Eastern European Exchange Rates », *Economic Systems*, vol 19, n° 1, mars, pp. 1-23.
- Loufir R. & L. Reichlin (1993), « Convergence nominale et réelle parmi les pays de la CE et de l'AELE », *Observations et diagnostics économiques*, revue de l'OFCE, n° 43, janvier, pp. 69-92.
- Kwan C. H. (1994), *Economic Interdependence in the Asia-Pacific Region: Towards a Yen Bloc*, Routledge.
- MacDonald R. & M. Taylor (1991), « Exchange Rates, Policy Convergence, and the European Monetary System », *Review of Economics and Statistics*, 13, 2, juin, pp. 553-558.
- MacKinnon J. (1991), « Critical Values for Cointegration Tests », in *Long-Run Economic Relationships*, Engle R. & C. Granger (eds), Oxford University Press.
- Monfort A. (1993), « Quelques développements récents des méthodes macro-économétriques », in *Macro-économie : développement récents*, Malgrange & Salvas-Bronsard (eds), *Economica*.
- Movahedi N. (1994), « Le Japon et les marchés émergents de l'Asie du Sud-Est », *Revue d'Economie Financière*, pp. 117-132.
- Osterwald-Lenum M. (1992), « A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, pp. 461-472.
- Park Y. C & W. A. Park (1990), « Exchange Rate Policy for the East Asian NIC's », KDI Working Paper n° 9010, mai, Korea Development Institute.
- Péguin D. & A. Péguin-Feissolle (1994), *Convergence et dynamique des taux de change réels au sein du SME sur la période 1979-1990*, GREQAM, document de travail 94B04.
- Petit J.-P. (1994), « Les marchés financiers des économies dynamiques d'Asie », *Revue d'Economie Financière*, pp. 65-84.
- Phillips P. C. B. & P. Perron (1987), *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, Yale Cowles Foundation Discussion Paper n° 795-R, septembre.
- Schwert W. (1987), « The Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data », *Journal of Monetary Economics*, 20, 1, July, pp. 73-103.
- Tavlas G. S. & Y. Ozeki (1991), *The Japanese Yen As an International Currency*, janvier, International Monetary Fund Working Paper.