



HAL
open science

Chocs externes et perspective d'union monétaire en Asie de l'Est : les enseignements d'un modèle VAR structurel

Cécile Couharde, Cyriac Guillaumin

► To cite this version:

Cécile Couharde, Cyriac Guillaumin. Chocs externes et perspective d'union monétaire en Asie de l'Est : les enseignements d'un modèle VAR structurel. 2011, 33 p. halshs-00632373

HAL Id: halshs-00632373

<https://shs.hal.science/halshs-00632373v1>

Submitted on 14 Oct 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Chocs externes et perspective d'union monétaire
en Asie de l'Est :
les enseignements d'un modèle VAR structurel

Cécile Couharde, Cyriac Guillaumin

Cahier de recherche du Creg, n° 2011.01

Février 2011

Chocs externes et perspective d'union monétaire en Asie de l'Est : les enseignements d'un modèle VAR structurel

Cécile Couharde*

Cyriac Guillaumin**

Résumé : avec la crise financière des *subprimes*, les pays d'Asie de l'Est ont renforcé leur coopération financière en signant un accord officialisant l'étape de multilatéralisation de l'initiative de Chiang Mai annoncée au début de 2009. Cette signature, qui témoigne de l'accélération de l'intégration à la fois commerciale et financière en Asie, relance également le débat sur l'éventuelle création d'une zone monétaire dans la région. L'objectif de ce papier est d'analyser une telle possibilité en examinant le degré de corrélation des chocs macroéconomiques pour les pays concernés. Notre analyse se base sur un modèle VAR structurel composé de quatre chocs qui intègre, outre un choc d'offre, un choc de demande et un choc monétaire, un choc externe. La crise financière actuelle a, en effet, montré de nouveau l'importance des chocs externes auxquels sont soumises les économies d'Asie de l'Est. C'est pourquoi, nous portons une attention plus particulière à l'impact exercé par ces chocs en distinguant les différentes formes qu'ils peuvent prendre (choc financier, choc réel et choc monétaire) et en étudiant les réactions des pays de la région à ces différents chocs. Nos résultats montrent que les chocs externes, comme les chocs monétaires, sont très corrélés entre les pays d'Asie de l'Est. La corrélation des chocs de demande est moins prononcée alors que les chocs d'offre apparaissent, quant à eux, beaucoup moins corrélés. Les réponses aux trois chocs externes et les corrélations entre les pays asiatiques révèlent, en outre, l'existence d'un grand nombre de liens entre ces pays même s'ils peuvent apparaître négatifs. Ces résultats plaident plutôt en faveur de la poursuite d'une coopération monétaire accrue qui permettrait, entre autres, d'apporter une réponse commune aux chocs externes.

Mots-clefs : zone monétaire optimale, (a)symétrie des chocs, Asie de l'Est, VAR structurel.

Classification JEL : F32, F33, F42.

* EconomiX, Université de Paris Ouest – Nanterre, France. Courriel : cecile.couharde@u-paris10.fr.

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

1. Introduction

Il y a une dizaine d'années, la crise financière qu'ont connue les pays asiatiques a montré les faiblesses récurrentes des régimes d'ancrage fixe qu'ils soient *de facto* ou non. Plusieurs facteurs ont été avancés : tout d'abord, ces régimes se caractérisent par des taux de change fixes qui peuvent s'écarter de leur niveau d'équilibre de long terme en raison d'une tendance à leur appréciation réelle (Goldfajn et Valdès, 1996) ; ensuite ils montrent une plus forte vulnérabilité aux attaques spéculatives et donc aux crises financières (Williamson, 2000). Enfin, ils sont susceptibles de générer un aléa moral s'ils s'accompagnent de garanties « implicites » à l'endettement en devises (Esquivel et Larrain, 1998). Toutefois, comme le démontre Coudert (2004), les régimes de changes fixes ne sont pas forcément les coupables idéals lors des crises de change. C'est pourquoi ce type de régime ne doit pas être « banni » en tant que déclencheur des crises de change mais plutôt pour la non coopération entre les banques centrales qu'il peut induire dans la gestion des parités. A l'opposé, le flottement est loin de fonctionner de façon optimale. Les taux de change peuvent également se caractériser par d'importants mésalignements² (Williamson, 1983).

La vulnérabilité des pays asiatiques aux chocs externes, en raison notamment de leur degré élevé d'ouverture (Corsetti et *alii*, 1999), ainsi que les effets de contagion régionale qui se sont produits avec l'effondrement du Bath thaïlandais en 1997 (Kaminsky et *alii*, 2003) ont incité ces pays à réfléchir à la solution d'une union monétaire régionale ou, du moins, à renforcer leur coopération monétaire au niveau régional. L'union monétaire régionale apparaît, en effet, comme un régime monétaire susceptible de réconcilier la nécessité d'une certaine flexibilité (par rapport au reste du monde) et le besoin d'une stabilité monétaire compatible avec la recherche d'un système monétaire international plus stable (voir, par exemple, Fischer, 2001). Dans le même temps, la mise en place de l'Union Economique et Monétaire (UEM) et l'adoption de l'euro montraient, non sans difficultés, que ce régime de change pouvait, sinon éviter les crises de change, réduire la volatilité des taux de change et favoriser une coordination monétaire entre les pays participants. Grâce à la formation d'une union monétaire, les banques centrales peu crédibles des pays participants peuvent *importer* la crédibilité des autres banques centrales. Certains auteurs, comme Braga de Macedo et *alii* (2001), parlent d'ailleurs de *gagner* plutôt que d'*importer* la crédibilité dans la mesure où la mise en place d'une union monétaire permet d'instaurer la coopération entre les banques centrales pour atteindre un objectif commun. Les banques centrales peu crédibles ne seront,

² Déviations amples et persistantes des taux de change par rapport à leur niveau d'équilibre de long terme.

dès lors, plus tentées de ne pas respecter leur décision initiale de politique économique accentuant leur défaut de crédibilité. Enfin, l'union monétaire, en supprimant la concurrence par les taux de change, fait disparaître les inconvénients d'une politique monétaire consacrée à la défense du change et permet d'aboutir à un meilleur résultat par rapport aux changes flottants (avec ou sans coordination) en terme de stabilisation macroéconomique. Cependant, la réussite d'une union monétaire est également conditionnée par la symétrie des chocs des pays la composant³. En particulier, dans ce type de régime de change, l'asymétrie des chocs est un problème d'autant plus grave que les pays la composant sont hétérogènes. Au demeurant, cette asymétrie des chocs peut ne pas être un problème à condition (i) qu'il existe des mécanismes d'ajustement et/ou (ii) que ces chocs [asymétriques] ne soient pas trop importants. Ainsi, les difficultés que rencontre l'UEM avec la Grèce montrent à quel point la coordination se pose avec acuité dans une union monétaire lorsqu'un choc commun exerce des effets asymétriques et prononcés.

Suite à la crise financière des *subprimes*, les pays d'Asie de l'Est ont renforcé leur coopération financière en signant un accord officialisant l'étape de multilatéralisation de l'initiative de Chiang Mai annoncée au début de 2009. Ces accords concernent la création d'un fonds de 120 milliards de dollars destiné à prévenir une crise de liquidité dans un des pays signataires. L'accord permet aux pays d'obtenir un financement afin de faire face à des difficultés de règlements internationaux et de liquidité de court terme⁴. Cet accord témoigne de l'accélération de l'intégration à la fois commerciale et financière en Asie et de la volonté de mettre en place des mécanismes d'ajustement face à l'occurrence de chocs négatifs. Cette signature relance également le débat sur l'éventuelle création d'une zone monétaire dans la région.

L'objectif de ce papier est d'analyser une telle possibilité en nous basant sur les critères traditionnels de la théorie des zones monétaires optimales. Plus précisément, nous examinons le degré de corrélation des chocs macroéconomiques domestiques et externes pour les pays concernés afin de savoir s'ils sont symétriques ou asymétriques. L'analyse se base sur un modèle VAR structurel composé de quatre chocs : choc d'offre, choc de demande, choc monétaire et choc externe. Le degré d'ouverture élevé des économies d'Asie de l'Est ainsi que

³ Considérons, à titre d'exemple, deux économies : si les cycles de ces deux économies sont synchronisés, nous pouvons faire l'hypothèse qu'ils sont touchés par des chocs symétriques. Ces deux pays peuvent envisager de stabiliser leur taux de change et d'avoir une politique monétaire commune. Ainsi, la convergence des cycles favorise un régime de change fixe (avec coopération) entre les pays. Dans le cas d'une union monétaire, la synchronisation des cycles est donc un atout. En cas de chocs asymétriques, au contraire, un régime de change flottant peut être adopté, avec d'autant plus de succès qu'il existe une coordination. Cependant, la coordination est un processus coûteux dans lequel la « tentation de dévier » existe.

⁴ Se reporter, par exemple, à Torija-Zane et Xu (2010) pour le détail de ces accords.

les épisodes de crise financière ayant montré l'importance des chocs externes auxquels sont soumises ces économies, nous analysons plus précisément la nature de ces chocs en distinguant un choc externe financier, un choc externe réel et un choc externe monétaire. L'identification de réactions différentes face non seulement à des chocs domestiques mais également à des chocs externes permet de donner une indication sur le degré d'homogénéité des pays de la zone et sur le degré de convergence des politiques économiques entre ces pays. Dans le cas d'un faible nombre de réactions communes, l'union monétaire est difficilement envisageable et gérable.

L'article s'organise de la façon suivante : la section 2 résume les principaux résultats des études empiriques portant sur la nature des chocs en Asie de l'Est. Les sections 3 et 4 présentent respectivement le cadre méthodologique employé et les résultats. La section 5 conclut.

2. La nature des chocs en Asie de l'Est : une revue de la littérature

Les conditions préalables à la création d'une union monétaire ont été étudiées dans le cadre de la théorie des zones monétaires optimales. Pour définir si deux ou n pays forment une zone monétaire optimale, Mundell (1961), McKinnon (1963) et Kenen (1969), essentiellement, ont développé un certain nombre de critères : la mobilité des facteurs de production (en particulier le travail) et la flexibilité des prix et des salaires, le degré d'ouverture des économies et le degré de diversification des structures de production. Toutefois, ces différents critères évoqués par la théorie des zones monétaires optimales sont parfois insuffisants dans la mesure où ils ne permettent pas toujours de délimiter exactement les contours de la zone monétaire optimale. C'est pourquoi, la plupart des études cherche plutôt à analyser le degré d'asymétrie des chocs que subissent les pays susceptibles de former une union monétaire⁵.

Depuis une décennie, une abondante littérature s'est développée sur la nature des chocs en Asie de l'Est. Les méthodologies sont variées et les résultats contrastés (Guillaumin, 2009a). De manière générale, la littérature distingue les chocs monétaires des chocs d'offre et de demande. Cette typologie peut apparaître, cependant, réductrice dans la mesure où elle ne

⁵ Le caractère endogène d'une zone monétaire a été mis en évidence par les travaux de Krugman (1993) et de Frankel et Rose (1997, 1998). Ces travaux montrent qu'une union monétaire pourrait se révéler *ex ante* comme coûteuse ou inimaginable mais devenir *ex post* bénéfique. L'endogénéité rend compte de la critique de Lucas (1976), critique qui peut être toutefois relativisée (Ericsson et Irons, 1995). C'est pourquoi, le degré d'asymétrie des chocs est considéré ici comme exogène, hypothèse qui est faite dans la plupart des études.

reflète pas l'ensemble des chocs possibles : budgétaire, fiscal, de productivité.... En contrepartie, la multiplication du nombre de chocs à identifier peut aussi entraîner des problèmes de stabilité et de robustesse, ce qui rend plus délicate l'analyse (Erkel-Rousse, 1997). Cette littérature néglige également l'impact des chocs externes qui peuvent s'avérer très importants pour ces économies. Un grand nombre de ces études repose sur l'utilisation de modèles VAR structurels (SVAR par la suite). Ces modèles consistent à estimer des équations macroéconomiques dont les résidus sont identifiés comme des chocs. Cette approche, initialement développée par Blanchard et Quah (1989), permet d'orthogonaliser les chocs en les décomposant selon leurs effets à court et long termes et en imposant des contraintes définies à partir de la théorie économique, ce qui permet d'interpréter chaque choc comme choc d'offre, de demande, de politique monétaire, etc. Une fois ces chocs estimés, il suffit de calculer la corrélation entre les différents pays pour chaque type de chocs, afin d'en déduire s'ils sont symétriques ou asymétriques.

Parmi les études circonscrites à l'impact des seuls chocs domestiques, Zhang et *alii* (2004) estiment, sur données trimestrielles, un VAR tri-dimensionnel composé du PIB, de l'indice des prix et du taux de change effectif réel pour identifier respectivement les chocs d'offre, de demande et monétaire sur un échantillon composé des États-Unis, du Japon, de la Corée, de Taiwan, de la Chine, des Philippines, de l'Indonésie, de la Malaisie, de Singapour, de Hong Kong et de la Thaïlande. La décomposition des chocs s'appuie sur la méthodologie de Blanchard et Quah (1989) mais aussi sur celle de Clarida et Gali (1994) avec la présence d'un choc monétaire dans le modèle économétrique. Sur la période 1980 à 2000, leurs résultats ne plaident pas pour la formation d'une union monétaire entre ces pays. Les auteurs montrent cependant que les corrélations des trois chocs se sont accentuées après la crise asiatique et qu'une union monétaire *locale*⁶ serait davantage envisageable. Elle serait composée des pays de l'*Asean* ou les pays nouvellement industrialisés (Hong Kong, Corée, Singapour et Taiwan) dans la mesure où les chocs de ces pays sont assez corrélés et l'ajustement aux chocs est rapide.

Kim (2007) étudie les fluctuations macroéconomiques entre la Malaisie, l'Indonésie, Singapour, les Philippines, la Chine, Hong Kong, le Japon et la Corée. Il procède en trois étapes. Tout d'abord, il utilise un VAR bi-varié composé du PIB et des prix lui permettant d'identifier les chocs d'offre et de demande à partir de la décomposition proposée par

⁶ Une union monétaire est dite *locale* lorsqu'elle est constituée d'un nombre restreint de pays (3 à 4) de la zone géographique étudiée qui remplissent les critères d'une zone monétaire optimale.

Blanchard et Quah (1989). Ensuite, il étudie les réponses à ces deux types de chocs. Enfin, il effectue une décomposition du PIB entre la tendance et le cycle. Pour les deux dernières étapes, Kim (2007) propose de suivre les décompositions proposées par de Haan (2000) et Dufourt (2005), ces deux décompositions apparaissant plus appropriées pour étudier la dynamique prix-production. En effet, celles-ci permettent non seulement d'identifier la nature des chocs mais aussi d'étudier comment la corrélation évolue à court terme et à moyen terme. Sur la période 1981 à 2005, à partir de données trimestrielles, les résultats obtenus par Kim (2007) ne plaident pas en faveur de la création d'une union monétaire en Asie de l'Est : les chocs macroéconomiques apparaissent, en effet, trop hétérogènes y compris entre les pays de l'*Asean* (Malaisie, Indonésie, Singapour et Philippines). Selon cet auteur, le choix d'une telle solution, compte tenu de l'hétérogénéité des chocs et étant donné les niveaux de développement économique et institutionnel de ces pays, entraînerait un plus grand nombre de coûts que d'avantages. Par ailleurs, la formation d'une union monétaire entre ces pays nécessiterait, au préalable, une intégration économique plus avancée mais, également, une volonté politique forte⁷.

En sus des chocs domestiques, certains travaux prennent également en compte dans leur modélisation des chocs externes. L'introduction de ce type de choc permet, en effet, de mieux rendre compte l'influence des facteurs externes sur la dynamique économique de ces économies comme leur degré d'intégration financière, les régimes de change en vigueur (Chang et Velasco, 2000 ; Gimet, 2007) ainsi que leur degré d'exposition à la conjoncture internationale (Allegret et Sand-Zantman, 2007 ; Maćkowiak, 2007). Cependant, ces études, contrairement aux précédentes, reposent généralement sur des données annuelles qui ne permettent pas la prise en compte des propriétés cycliques des économies. Par ailleurs, la nature du choc externe n'est pas souvent explicitée. Chow et Kim (2003) identifient, à partir d'un VAR tri-dimensionnel, entre 1971 et 1997, outre des chocs domestiques, des chocs mondiaux et régionaux. La décomposition des chocs suivie par les auteurs est conforme à la méthodologie développée par Blanchard et Quah (1989). Par ailleurs, les chocs domestiques n'ont aucun impact sur les chocs mondiaux et régionaux et ces derniers n'influencent pas les chocs mondiaux. Toutefois, la nature de ces chocs (réelle, monétaire ou financière) n'est pas précisée. Selon ces auteurs, une union monétaire ne serait pas souhaitable dans la zone Asie de l'Est composée des pays suivants : Hong Kong, Indonésie, Corée du Sud, Malaisie,

⁷ Se reporter à Bayoumi et *alii* (2000) et Madhur (2002) pour l'aspect politique.

Philippines, Singapour et Taiwan car ces économies sont sujettes à des chocs asymétriques. Dans la même optique, Huang et Guo (2006) identifient, sur la période allant de 1970 à 2002, un VAR de dimension quatre intégrant un choc externe global afin de mieux prendre en considération la structure des économies d'Asie de l'Est tournée vers l'extérieur. Toutefois, ils ne considèrent qu'un seul choc externe, modélisé par un choc d'offre mondial. Leur analyse montre qu'une union monétaire serait bénéfique pour Hong Kong, l'Indonésie, la Corée, la Malaisie, Singapour et la Thaïlande. Ng (2002) trouve des résultats plus contrastés. Son analyse se concentre sur les pays de l'Asie du Sud-Est : Indonésie, Malaisie, Philippines, Singapour et Thaïlande. A partir d'un VAR tri-dimensionnel, trois types de chocs sont identifiés à l'aide d'une décomposition proposée par Blanchard et Quah (1989) : externe, domestique (propre à l'offre) et domestique (propre à la demande). Le choc externe est considéré comme une combinaison simultanée des chocs d'offre et de demande externes (Ng, 2002). Les résultats montrent une forte corrélation des chocs au sein de l'*Asean* (identifiée à ses cinq pays fondateurs). L'Indonésie, Singapour et la Malaisie affichent même un degré de corrélation très élevé. Ainsi, ces pays pourraient constituer le *cœur* d'une éventuelle union monétaire.

Dans cet article, nous cherchons à analyser la nature des chocs affectant les pays de l'Asie de l'Est, en développant une méthodologie qui se démarque de celle des autres travaux sur plusieurs points. Tout d'abord, compte tenu de la sensibilité des pays de la zone aux variables externes, nous essayons de déterminer l'influence de perturbations externes sur le comportement de ces économies. De nombreuses études ont, en effet, mis l'accent sur le degré d'exposition des économies émergentes à des chocs externes. En particulier, les phénomènes de contagion qui apparaissent suite à une crise soulignent l'influence croissante des variables externes, notamment financières, au sein des pays émergents (voir, par exemple, Kaminsky et *alii*, 2003). L'ouverture croissante des économies d'Asie de l'Est, tant sur le plan commercial que financier, ainsi que les épisodes de crise financière ont montré l'importance des chocs externes auxquels sont soumises ces économies. Ces économies ont principalement poursuivi des stratégies de croissance orientées vers les exportations durant ces 30 dernières années et les phénomènes de contagion ont été particulièrement à l'œuvre durant la crise asiatique. Par rapport aux modèles bi ou trivariés⁸ intégrant un choc externe,

⁸ A titre comparatif, nos travaux sont proches de ceux de Zhang et *alii* (2004) puisque nous distinguons 3 types de chocs domestiques mais nous intégrons une variable externe permettant de tenir compte (*i*) de l'ouverture des économies d'Asie de l'Est tant du point de vue commercial que financier et (*ii*) de leur sensibilité à la contagion

nous développons une modélisation SVAR tenant compte d'un plus grand nombre de variables. Plus précisément, cette modélisation nous permet d'identifier la nature de quatre chocs (offre, demande, monétaire et externe) touchant les pays étudiés. Nous précisons en outre l'analyse des chocs externes en différenciant un choc externe réel, un choc externe financier et un choc externe monétaire. Enfin, notre analyse repose sur des données trimestrielles pour tenir compte des propriétés cycliques des pays d'Asie de l'Est.

3. Le cadre méthodologique

Pour mesurer le degré d'(a)symétrie des chocs tout en tenant compte de la vulnérabilité des pays aux chocs externes, il existe un grand nombre d'outils économétriques parmi lesquels les modèles VAR (Bordo et Murshid, 2006). Toutefois, les modèles SVAR semblent être un outil plus précis et perfectionné notamment dans l'identification des chocs structurels. En effet, une telle identification peut se faire avec l'appui de la théorie économique et non plus uniquement en utilisant une décomposition de Cholesky⁹.

Pour mesurer le degré d'(a)symétrie des chocs, nous estimons un VAR sous forme réduite :

$$A(L)X_t = u_t \quad (1)$$

Avec $X_t = (ext, \Delta y_t^d, \Delta r_t^d, \Delta p_t^d)'$. ext correspond à la variable externe, y^d le logarithme du PIB domestique, r^d est le logarithme du taux de change effectif réel domestique et p^d représente le logarithme des prix domestiques, Δ indique les variations premières de ces variables et u_t est un bruit blanc, de moyenne nulle et de variance σ^2 .

L'introduction du taux de change se justifie par la nature de cette variable qui constitue un important canal de transmission d'un choc quelle que soit son origine, comme le montrent Cushman et Zha (1997). Par ailleurs, contrairement à certaines études qui privilégient un taux de change nominal et qui, par conséquent, peuvent aboutir à des réactions plus prononcées de ce dernier, nous préférons privilégier un taux de change effectif réel afin de capter l'ensemble des effets réels transitant par le commerce extérieur¹⁰. L'introduction d'un choc externe

provoquée par une crise financière. Ainsi, d'un point de vue théorique, nous considérons ces pays comme des petites économies ouvertes.

⁹ Pour une discussion plus détaillée de ce point, se reporter, par exemple, à Lütkepohl et Krätzig (2004).

¹⁰ Par exemple, Allegret et Sand-Zantman (2007) privilégient un taux de change nominal bilatéral vis-à-vis du dollar américain pour les pays du Mercosur en justifiant des relations commerciale et financière intenses ainsi que sur un ancrage plus ou moins fixe de ces économies sur la devise américaine. Par ailleurs, les auteurs ne

permet, quant à lui, de mieux rendre compte de l'influence des facteurs externes sur la dynamique économique de ces économies. La décomposition de ce choc externe en trois différents types de chocs (réel, monétaire et financier) est effectuée afin de mieux tenir compte de la nature de l'aléa auquel les pays asiatiques peuvent être exposés. Tout d'abord, ces économies sont pour la plupart importatrices de matières premières pour leurs industries et sont fortement dépendantes de l'extérieur (Cushman et Zha, 1999). Par ailleurs, elles ont adopté un ancrage fixe sur le dollar américain ou sur un panier de monnaie dont le dollar américain représente entre 80% et 95% de la pondération (Reinhart et Rogoff, 2004 ; Ilzetzki et alii, 2009). Enfin, elles ont bénéficié et continuent à bénéficier d'entrées de capitaux. Or ces flux peuvent devenir extrêmement volatils en cas de choc externe financier (Calvo et alii, 1994).

La forme moyenne mobile infinie (VMA) du processus s'écrit :

$$X_t = B(L)u_t \quad (2)$$

On peut réécrire les erreurs de la forme réduite comme une combinaison linéaire, telle que : $u_t = S\varepsilon_t$ avec ε_t les chocs structurels. Nous considérons ainsi un vecteur d'innovations normalisées et orthogonales $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^e, \varepsilon_t^{d,s}, \varepsilon_t^{d,d}, \varepsilon_t^{d,m})'$, où ε_t^e , $\varepsilon_t^{d,s}$, $\varepsilon_t^{d,d}$ et $\varepsilon_t^{d,m}$ sont, respectivement, les chocs externe, d'offre domestique, de demande domestique et monétaire domestique, satisfaisants : $u_t = S\varepsilon_t$ et $E(\varepsilon\varepsilon') = I$. Ce qui implique que $SS' = \Sigma$ et que la connaissance d'une matrice d'orthogonalisation S permet d'écrire la représentation VMA en terme de chocs indépendants, dits structurels :

$$X_t = C(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

Avec

$$C(L) = B(L)S \quad (4)$$

La forme développée de la matrice $C(L)$ s'écrit :

$$C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} c_{11,i} & c_{12,i} & c_{13,i} & c_{14,i} \\ c_{21,i} & c_{22,i} & c_{23,i} & c_{24,i} \\ c_{31,i} & c_{32,i} & c_{33,i} & c_{34,i} \\ c_{41,i} & c_{42,i} & c_{43,i} & c_{44,i} \end{bmatrix} \quad (5)$$

tiennent pas compte de la géographie et de la composition du commerce extérieur de chacune des économies étudiées. Or, dans notre étude, nous souhaitons tenir compte de ces deux derniers éléments.

L'identification de la forme structurelle nécessite l'imposition de $n(n-1)/2$ contraintes. Nous avons ainsi besoin de 6 contraintes. En nous appuyant sur les travaux de Blanchard et Quah (1989), Clarida et Gali (1994) et Sims et Zha (1999), nous pouvons imposer les restrictions suivantes :

- un choc d'offre domestique n'a pas d'impact sur la variable externe : $\sum_{i=0}^{\infty} c_{12,i} = 0$;
- un choc de demande domestique n'a pas d'impact ni sur la variable externe ni sur le produit domestique : $\sum_{i=0}^{\infty} c_{13,i} = \sum_{i=0}^{\infty} c_{23,i} = 0$;
- un choc monétaire domestique n'a pas d'impact ni sur la variable externe, ni sur le produit domestique et ni sur le taux de change effectif réel : $\sum_{i=0}^{\infty} c_{14,i} = \sum_{i=0}^{\infty} c_{24,i} = \sum_{i=0}^{\infty} c_{34,i} = 0$.

4. Les résultats

4.1. Les données

Les données utilisées sont trimestrielles et couvrent la période allant de 1980.1 à 2009.3¹¹ afin d'inclure les principaux épisodes économiques qui ont marqué la dynamique d'intégration des pays asiatiques (crise de 1997, crise de 2007-2008, mise en place d'accords financier et monétaire régionaux¹²). Les trois types de chocs externes (monétaire, réel et financier) que nous distinguons sont identifiés à partir de chocs qui portent respectivement sur le taux d'intérêt des États-Unis (*Fed Funds*), le prix réel du pétrole et l'indice boursier américain *SP500*. Pour modéliser le choc externe financier nous calculons la volatilité de l'indice *SP500* à partir d'une volatilité historique et d'une volatilité issue d'un modèle GARCH (1,1)¹³.

Toutes les variables, sauf le taux d'intérêt des États-Unis (*Fed Funds*) et l'indice boursier *SP500*, ont été transformées en logarithme. Les données sur le PIB (la production industrielle le cas échéant) ont été désaisonnalisées¹⁴. Nous testons tout d'abord l'ordre d'intégration de nos séries pour chaque variable et chaque pays à l'aide de tests de racines unitaires¹⁵. La

¹¹ Les sources sont décrites dans l'Annexe A.

¹² Voir, par exemple, Guillaumin (2009a) pour le détail de ces accords.

¹³ Nous choisissons un modèle GARCH afin de tenir compte de l'ensemble de l'information donnée par le cours de l'indice. Se reporter à Gouriéroux (1992) pour plus de détails.

¹⁴ Méthode Census X-12.

¹⁵ Des tests avec et sans rupture ont été menés. Les tests sans rupture sont des tests ADF et Phillips-Perron (PP). Pour les tests avec rupture, deux méthodologies ont été employées : Perron (1989) où la date de rupture est

majorité des variables est stationnaire en différence première. Cette stationnarité est une condition indispensable pour poser des restrictions à long terme. Les tests de cointégration ne révèlent pas, en outre, de relation de long terme entre les variables. Ainsi, nous estimons un modèle VAR pour chaque pays à partir des variables en différences premières. Enfin, nous utilisons les critères d'information d'Akaike, de Schwartz et d'Hannan-Quinn afin de spécifier le nombre de retards pour les modèles¹⁶.

4.2. La corrélation des chocs

Les tableaux 1, 2 et 3 présentent les coefficients de corrélation entre chaque pays pour les quatre types de chocs identifiés et selon la nature du choc externe.

Peu de chocs d'offre et de demande montrent une corrélation significative comparativement aux chocs monétaire et externe. Conformément à la plupart des études, la corrélation des chocs d'offre apparaît faible. Les pays caractérisés par le plus grand nombre de chocs d'offre dont les corrélations sont significatives sont le Japon, la Malaisie, les Philippines, Singapour et la Thaïlande. Le nombre peu élevé de corrélations significatives au niveau des chocs d'offre comparativement aux autres types de chocs s'explique, majoritairement, par les différences des structures productives mais aussi des niveaux de développement de ces pays (Guillaumin, 2009b).

Les chocs de demande se caractérisent par des corrélations plus significatives. Ils font ressortir la Corée, la Malaisie, Singapour et la Thaïlande comme les pays ayant les chocs de demande les plus corrélés. Le Japon présente des chocs asymétriques. Les chocs de demande apparaissent, dans l'ensemble, positivement corrélés exceptés pour Singapour et la Thaïlande. La corrélation des chocs de demande est un argument favorable à l'union monétaire. Toutefois, l'apparition d'un choc de demande négatif comme, par exemple, la crise de 2007-2008, pose la question du rôle de la politique économique. En effet, une telle crise, si elle touche l'ensemble des pays de la zone monétaire, peut avoir néanmoins des impacts différents selon les pays. Ainsi, l'absence de coordination des politiques économiques viendra accentuer les effets asymétriques du choc commun et affaiblira la zone monétaire. C'est pourquoi il est

exogène (dans ce cas là, nous choisissons la date 1997.2 comme date de rupture. En effet, c'est à partir du second trimestre 1997 que la crise prend véritablement forme (Rüffer et *alii*, 2007) ; Zivot et Andrews (1992) où la date de rupture est endogène. Le détail des tests de racine unitaire est disponible auprès des auteurs sur simple demande.

¹⁶ Le détail des tests de cointégration ainsi que le détail des critères d'information sont disponibles auprès des auteurs sur simple demande.

important que l'union dispose, si ce n'est de politiques économiques au niveau fédéral, d'une coordination des politiques économiques nationales.

Dans l'ensemble, les corrélations des chocs monétaires sont majoritairement significatives et positives, en raison de l'ancrage des monnaies sur le dollar adopté dans la majorité des pays. Ce résultat contraste avec celui des travaux de Zhang et *alii* (2004) dans lesquels le nombre de chocs monétaires corrélés apparaît moins élevé. La prise en compte, dans notre modèle SVAR, d'un choc externe qui transite par le canal monétaire explique cette différence. En effet, ce canal est d'autant plus actif lorsque les économies sont ouvertes.

Les chocs externes, quel que soit leur nature, jouent un rôle important comme dans les études de Ng (2002), Huang et Guo (2006) et contrairement à celle de Chow et Kim (2003). La petite taille de la plupart des pays considérés explique en partie leur sensibilité vis-à-vis des chocs externes. La nature du choc externe a une influence sur le degré de corrélation des chocs domestiques. Ainsi, un choc externe financier fait apparaître un nombre de chocs d'offre, de demande et monétaire moins significatif que par rapport à des chocs externes d'origines réelle ou monétaire. Toutefois, si l'impact macroéconomique d'un choc financier semble moins important que celui des chocs réel et monétaire, il ne doit pas pour autant être négligé en raison de ses conséquences au niveau des flux financiers, des choix des investisseurs et, à terme, sur l'économie réelle. D'une manière générale, le degré élevé de corrélation des chocs externes est imputable au degré d'intégration financière important entre ces pays (Cavoli et *alii*, 2004 ; Bautista et Maveyraud-Tricoire, 2007 ; Guillaumin, 2009b). En particulier, l'ancrage des monnaies asiatiques sur le dollar donne un impact immédiat du choc sur le taux d'intérêt monétaire à court terme des États-Unis sur ces pays, y compris sur la période la plus récente. Ce résultat peut s'expliquer également par le fait que ces économies ont poursuivi des politiques visant à limiter l'écart des taux d'intérêt par rapport aux États-Unis. Cette politique apparaît, en effet, comme une modalité permettant de conserver la confiance des marchés financiers (Gimet, 2007).

L'étude de l'ensemble de ces chocs ainsi que de leur nature, nous permet ainsi de déterminer si les pays d'Asie de l'Est peuvent adopter des changes fixes du type union monétaire entre eux. Le trio, voire le *quatuor*, composé de la Thaïlande, Singapour, la Malaisie, et la Corée, ressort de nos résultats mais également dans d'autres études (Chow et Kim, 2003 ; Zhang et *alii*, 2004 ; Guillaumin, 2009a). Ces pays, mise à part la Corée, font partie des cinq pays fondateurs de l'*Asean*. L'intensification de leurs relations économiques, au sens *large* du terme, depuis de nombreuses années peut expliquer la symétrie des chocs entre ces pays.

Tableau 1 : corrélation des chocs structurels sur la période 1980.1 à 2009.3

| | Chine | Cor | HK | Ind | Jap | Mal | Phil | Sing | Thaï |
|----------------------------|-------|----------|----------|---------|----------|----------|---------|----------|---------|
| Offre | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | -0,37*** | 0,40*** | -0,02 | -0,28*** | 0,26*** | -0,09 | 0,34*** | 0,03 |
| Cor | | 1 | -0,61*** | 0,35*** | 0,61*** | -0,39*** | -0,05 | -0,56*** | 0,23** |
| HK | | | 1 | -0,27** | -0,54*** | 0,50*** | 0,02 | 0,64*** | -0,13 |
| Ind | | | | 1 | 0,16 | -0,35*** | -0,05 | -0,31** | 0,29*** |
| Jap | | | | | 1 | -0,28*** | -0,19* | -0,41*** | 0,21** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,05 | 0,50*** | -0,09 |
| Phil | | | | | | | 1 | -0,17 | -0,05 |
| Sing | | | | | | | | 1 | -0,23** |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Demande | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | -0,10 | 0,35*** | -0,02 | -0,37*** | 0,40*** | 0,07 | 0,36*** | 0,00 |
| Cor | | 1 | 0,04 | 0,38*** | 0,09 | -0,11 | 0,39*** | -0,36*** | 0,29*** |
| HK | | | 1 | -0,13 | -0,35*** | 0,29*** | 0,33*** | 0,21** | -0,09 |
| Ind | | | | 1 | -0,12 | 0,07 | 0,19* | 0,05 | 0,38*** |
| Jap | | | | | 1 | -0,59*** | -0,21** | -0,61*** | -0,27** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,21** | 0,56*** | 0,30*** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,01 | 0,42*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,12 |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Monétaire | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | 0,45*** | -0,02 | 0,14 | 0,43*** | 0,47*** | 0,21** | 0,37*** | 0,48*** |
| Cor | | 1 | -0,15 | 0,37*** | 0,84*** | 0,87*** | 0,67*** | 0,84*** | 0,83*** |
| HK | | | 1 | -0,02 | -0,03 | -0,06 | 0,00 | -0,07 | 0,06 |
| Ind | | | | 1 | 0,32*** | 0,30*** | 0,21** | 0,30*** | 0,31*** |
| Jap | | | | | 1 | 0,91*** | 0,48*** | 0,82*** | 0,84*** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,55*** | 0,86*** | 0,84*** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,67*** | 0,55*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,80*** |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Externe – Fed Funds | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | 0,88*** | 0,91*** | 0,95*** | 0,90*** | 0,89*** | 0,85*** | 0,79*** | 0,85*** |
| Cor | | 1 | 0,95*** | 0,92*** | 0,93*** | 0,92*** | 0,84*** | 0,85*** | 0,85*** |
| HK | | | 1 | 0,90*** | 0,93*** | 0,96*** | 0,93*** | 0,88*** | 0,86*** |
| Ind | | | | 1 | 0,91*** | 0,89*** | 0,82*** | 0,79*** | 0,84*** |
| Jap | | | | | 1 | 0,95*** | 0,88*** | 0,86*** | 0,85*** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,89*** | 0,89*** | 0,85*** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,78*** | 0,77*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,80*** |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (***), 5% (**) et 10% (*).

Cor : Corée du Sud, HK : Hong Kong, Ind : Indonésie, Jap : Japon, Mal : Malaisie, Phil : Philippines, Sing : Singapour, Thaï : Thaïlande.

Tableau 2 : corrélation des chocs structurels sur la période 1980.1 à 2009.3

| | Chine | Cor | HK | Ind | Jap | Mal | Phil | Sing | Thaï |
|---------------------------------------|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Offre | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | 0,66*** | -0,67*** | 0,62*** | 0,79*** | -0,21** | -0,26** | -0,67*** | 0,81*** |
| Cor | | 1 | -0,78*** | 0,59*** | 0,80*** | -0,23** | -0,43*** | -0,68*** | 0,71*** |
| HK | | | 1 | -0,56*** | -0,83*** | 0,29*** | 0,48*** | 0,75*** | -0,82*** |
| Ind | | | | 1 | 0,57*** | -0,32*** | -0,35*** | -0,55*** | 0,61*** |
| Jap | | | | | 1 | -0,26** | -0,39*** | -0,75*** | 0,87*** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,35*** | 0,31*** | -0,27** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,35*** | -0,45*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | -0,73*** |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Demande | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | 0,07 | 0,27*** | -0,09 | -0,16 | 0,27*** | 0,16* | 0,20** | -0,06 |
| Cor | | 1 | -0,34*** | 0,33*** | -0,36*** | 0,54*** | 0,60*** | 0,13 | 0,37*** |
| HK | | | 1 | -0,06 | -0,25** | -0,14 | -0,13 | 0,06 | -0,14 |
| Ind | | | | 1 | -0,10 | 0,02 | 0,08 | -0,10 | 0,37*** |
| Jap | | | | | 1 | -0,29*** | -0,35*** | -0,32*** | -0,22* |
| Mal | | | | | | 1 | 0,56*** | 0,37*** | 0,29*** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,34*** | 0,29*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,03 |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Monétaire | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | -0,47*** | 0,53*** | -0,39*** | -0,59*** | -0,49*** | -0,35*** | -0,48*** | -0,60*** |
| Cor | | 1 | -0,72*** | 0,64*** | 0,80*** | 0,80*** | 0,67*** | 0,81*** | 0,78*** |
| HK | | | 1 | -0,51*** | -0,83*** | -0,79*** | -0,62*** | -0,77*** | -0,76*** |
| Ind | | | | 1 | 0,56*** | 0,58*** | 0,45*** | 0,54*** | 0,55*** |
| Jap | | | | | 1 | 0,86*** | 0,66*** | 0,85*** | 0,88*** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,70*** | 0,84*** | 0,82*** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,71*** | 0,67*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,83*** |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Externe – Prix réel du pétrole | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | 0,89*** | 0,94*** | 0,93*** | 0,93*** | 0,91*** | 0,91*** | 0,86*** | 0,90*** |
| Cor | | 1 | 0,92*** | 0,92*** | 0,93*** | 0,92*** | 0,89*** | 0,88*** | 0,85*** |
| HK | | | 1 | 0,93*** | 0,94*** | 0,95*** | 0,92*** | 0,90*** | 0,88*** |
| Ind | | | | 1 | 0,93*** | 0,93*** | 0,90*** | 0,85*** | 0,92*** |
| Jap | | | | | 1 | 0,94*** | 0,93*** | 0,86*** | 0,89*** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,92*** | 0,90*** | 0,90*** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,85*** | 0,87*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,83*** |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (***), 5% (**) et 10% (*).

Cor : Corée du Sud, HK : Hong Kong, Ind : Indonésie, Jap : Japon, Mal : Malaisie, Phil : Philippines, Sing : Singapour, Thaï : Thaïlande.

Tableau 3 : corrélation des chocs structurels sur la période 1980.1 à 2009.3

| | Chine | Cor | HK | Ind | Jap | Mal | Phil | Sing | Thaï |
|-------------------------------|-------|---------|---------|---------|----------|----------|----------|----------|---------|
| Offre | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | -0,18* | 0,21** | 0,15 | -0,05 | 0,00 | 0,04 | 0,10 | 0,09 |
| Cor | | 1 | -0,21** | 0,24*** | 0,23*** | -0,02 | -0,31*** | -0,19* | 0,15 |
| HK | | | 1 | -0,03 | -0,03 | 0,12 | 0,30*** | 0,30*** | 0,01 |
| Ind | | | | 1 | -0,09 | -0,18 | -0,10 | -0,19 | 0,29*** |
| Jap | | | | | 1 | 0,22*** | -0,26** | 0,15* | 0,12 |
| Mal | | | | | | 1 | 0,28*** | 0,21** | 0,05 |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,22** | -0,07 |
| Sing | | | | | | | | 1 | -0,18 |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Demande | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | 0,07 | 0,36*** | -0,09 | -0,21** | 0,30*** | 0,13 | 0,18** | -0,05 |
| Cor | | 1 | -0,04 | 0,49*** | -0,34*** | 0,37*** | 0,38*** | -0,05 | 0,40*** |
| HK | | | 1 | -0,14 | -0,37*** | 0,22*** | 0,30*** | 0,26*** | -0,07 |
| Ind | | | | 1 | -0,07 | 0,11 | 0,23** | -0,07 | 0,36*** |
| Jap | | | | | 1 | -0,28*** | -0,41*** | -0,29*** | -0,25** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,36*** | 0,25*** | 0,31*** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,20** | 0,50*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,03 |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Monétaire | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | 0,03 | 0,06 | -0,09 | -0,06 | 0,08 | 0,04 | -0,08 | -0,14 |
| Cor | | 1 | 0,21** | 0,16* | -0,10 | 0,14 | 0,25*** | -0,10 | 0,16 |
| HK | | | 1 | 0,00 | 0,15* | -0,11 | -0,10 | -0,11 | 0,08 |
| Ind | | | | 1 | -0,04 | 0,03 | 0,06 | -0,05 | 0,18* |
| Jap | | | | | 1 | -0,27** | -0,25** | -0,22** | -0,01 |
| Mal | | | | | | 1 | 0,25*** | 0,20** | 0,09 |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,19** | 0,20** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,01 |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |
| Externe – Indice SP500 | | | | | | | | | |
| Chine | 1 | 0,59*** | 0,74*** | 0,89*** | 0,81*** | 0,53*** | 0,47*** | 0,48*** | 0,88*** |
| Cor | | 1 | 0,61*** | 0,64*** | 0,69*** | 0,49*** | 0,40*** | 0,49*** | 0,70*** |
| HK | | | 1 | 0,84*** | 0,79*** | 0,43*** | 0,47*** | 0,51*** | 0,82*** |
| Ind | | | | 1 | 0,89*** | 0,58*** | 0,63*** | 0,47*** | 0,91*** |
| Jap | | | | | 1 | 0,46*** | 0,56*** | 0,43*** | 0,83*** |
| Mal | | | | | | 1 | 0,32*** | 0,41*** | 0,53*** |
| Phil | | | | | | | 1 | 0,23*** | 0,57*** |
| Sing | | | | | | | | 1 | 0,51*** |
| Thaï | | | | | | | | | 1 |

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (***), 5% (**) et 10% (*).

Cor : Corée du Sud, HK : Hong Kong, Ind : Indonésie, Jap : Japon, Mal : Malaisie, Phil : Philippines, Sing : Singapour, Thaï : Thaïlande.

Si la notion de corrélation minimale n'a pas, jusqu'à présent, été étudiée, il faut néanmoins se demander si une corrélation significativement positive est une condition suffisante pour que la conjoncture soit considérée comme homogène entre les pays. Eijffinger et De Haan (2000) montrent qu'une forte corrélation positive est un argument favorable pour la création d'une

zone monétaire mais elle pose problème lors des récessions puisque ces dernières sont alors communes. Se pose ainsi la question des modalités d'ajustement aux chocs. En considérant l'ensemble des critères évoqués par la théorie des zones monétaires optimales, la mobilité du facteur travail, la flexibilité des prix et des salaires, un fédéralisme budgétaire, n'apparaissent pas comme des modalités réalistes d'ajustement des pays asiatiques aux chocs. On peut alors envisager le canal des échanges extérieurs. La zone se caractérise par une baisse de la dépendance commerciale vis-à-vis des États-Unis au profit de l'Asie du Sud-Est et, mais dans une moindre mesure, de l'*Asean*¹⁷. Ce mouvement de commerce intra-zone est confirmé avec (i) une forte dépendance vis-à-vis du Japon, de la Chine et, dans une moindre mesure, de la Corée et de Singapour et (ii) une perte de suprématie, au niveau régional, du Japon au profit de la Chine entre 1996 et 2007¹⁸. D'une manière générale, le commerce des neuf principaux pays de la zone se réoriente, sauf pour la Corée, des États-Unis vers l'*Asean* et, d'une manière générale, vers l'Asie du Sud-Est. Le degré d'ouverture des pays d'Asie de l'Est est tel qu'un choc sur leurs économies ou un choc externe commun risque ainsi particulièrement de toucher la plupart des pays de la zone. Les pays ont en effet des cycles de croissance synchronisés, même si les réactions aux chocs peuvent avoir des amplitudes différentes. Il est donc permis de penser qu'une récession commune, même si elle est plus ou moins prononcée selon les pays, affectera le commerce extérieur en entraînant son ralentissement au niveau régional. Pour cette raison, le canal du commerce ne peut pas non plus être considéré comme une modalité d'ajustement efficace.

Seule l'intégration financière pourrait alors jouer ce rôle. Mundell (1973) puis McKinnon (2002) montrent qu'une intégration financière élevée permet de répondre à une récession commune *via* la constitution et l'utilisation d'un *pool* de réserves de change lors de la création d'une zone monétaire. L'intégration financière est peu développée en Asie de l'Est même si elle s'intensifie depuis 1997. Deux initiatives ont marqué cette évolution : l'*Asian Bond Market Initiative* et l'*Asian Bond Funds*. L'*Asian Bond Market Initiative (ABMI)* de l'*Asean+3*¹⁹ est destinée à soutenir l'offre d'obligations libellées en monnaies locales par des acteurs privés ou publics tandis que l'*Asian Bond Funds (ABF)* de l'*Executives' Meeting of East Asia and Pacific (EMEAP)* est chargé de soutenir la demande par la création de fonds obligataires en devises étrangères et en monnaies locales alimentés par les membres. Initialement, l'*Asian Bond Funds* disposait d'1 milliard de dollars qu'il a investi dans un

¹⁷ Cf. Tableau B.1 de l'Annexe B.

¹⁸ Cf. Tableau B.2 de l'Annexe B.

¹⁹ L'*Asean+3* regroupe les pays de l'*Asean* et la Chine, le Japon et la Corée du Sud.

panier d'obligations émises en dollar par les pays asiatiques autres que le Japon. Ce fonds est géré conjointement par la Banque des règlements internationaux et un comité de l'*EMEAP*. Cependant, si les ressources mobilisées pour les initiatives *Asian Bond Market Initiative* et *Asian Bond Funds* sont considérables, elles apparaissent insuffisantes (Guérin et Sa, 2006 ; Takeuchi, 2006).

Compte tenu de ces différents éléments, il est important d'analyser les réactions des économies aux chocs afin d'apporter des éléments de précision quant aux modalités d'ajustement face aux différents chocs identifiés.

4.3. Les fonctions de réponses aux chocs

Les fonctions de réponses aux chocs (Annexe C) sont effectuées sur une période de 28 trimestres. Les résultats montrent que les réponses apportées aux chocs externes divergent alors qu'elles convergent majoritairement dans le cas des chocs domestiques d'offre, de demande et monétaire²⁰.

Les réactions aux chocs externes sont les plus fortes quand ces chocs sont de nature réelle (sur le prix du pétrole) et monétaire (sur le taux *Fed Funds*). Pour ce dernier choc, la Chine se caractérise par une réaction très forte (après 7 trimestres) et inverse des autres pays. Ceci est sans doute la conséquence de l'ancrage strict de la monnaie chinoise sur le dollar²¹ alors que les autres pays ont adopté un change beaucoup plus flexible depuis quelques années, même si cette adoption ne s'oriente pas vers un flottement *pur* des monnaies mais davantage vers un flottement *administré* comme c'est le cas, par exemple, en Malaisie (FMI, 2009). L'impact d'une augmentation du prix du pétrole a un impact négatif sur le PIB, sauf pour quelques pays qui possèdent une production locale (comme les Philippines) et positif sur les prix à la consommation exception faite des pays dont le PIB augmente. L'effet sur le taux de change effectif réel est ambigu puisque ce dernier s'apprécie pour la Chine, la Corée et la Malaisie alors qu'il se déprécie pour l'Indonésie, le Japon et Hong Kong. Une augmentation de la volatilité de l'indice boursier américain a également des effets différents selon les économies étudiées. Le niveau des prix ne varie pas de manière significative sauf pour les Philippines et la Chine. Les réactions des PIB et des taux de change effectifs réels au choc financier sont

²⁰ Ces fonctions de réponses ne sont pas intégrées à l'étude mais sont disponibles auprès des auteurs sur simple demande.

²¹ La Chine a cependant fait évoluer son régime de change, depuis 2005, d'un ancrage strict sur le dollar à un ancrage sur un panier de devises (euro, dollar, yen et won coréen). Le réancrage strict sur le dollar a cependant été à nouveau adopté depuis l'été 2008.

plus significatives notamment au niveau des taux de change. Les crises financières, y compris la crise actuelle, se sont accompagnées d'un accroissement de la volatilité des taux de change au sein de la zone, sauf pour les pays qui maintiennent un ancrage fixe comme la Chine (Coudert et *alii*, 2010). La réaction à un choc sur le taux d'intérêt étranger est conforme à la théorie : une baisse de ce taux provoque une augmentation du PIB et une dépréciation du taux de change effectif réel. Cependant, les effets de long terme apparaissent contre intuitifs pour certains pays. En effet, une baisse du taux d'intérêt américain provoque des effets négatifs sur les prix en Indonésie et en Corée.

4.4. La corrélation des réponses aux chocs externes

Afin de préciser les réactions des pays de la zone face aux chocs externes, nous avons procédé à une analyse des co-mouvements des réponses des pays pour chacun des trois chocs externes (Annexe D). Si l'on analyse les réponses à un choc sur le prix du pétrole, seuls le Japon, Hong Kong et Singapour semblent avoir des réponses, au niveau de la production, qui se caractérisent par une corrélation positive. Les autres pays, notamment la Chine, ont des réponses qui ont majoritairement une corrélation négative. Toutefois, la tendance s'inverse lorsqu'on étudie les réponses des taux de change effectif réels et des prix à la consommation où la majorité des corrélations des réponses sont positives notamment pour la Thaïlande, Singapour et, dans une moindre mesure, pour la Corée et la Malaisie. Les corrélations négatives peuvent s'expliquer par le besoin en matières premières de ces économies pour assurer leur processus de croissance. La Chine a, par exemple, une demande très forte alors que le Japon a choisi, depuis le premier choc pétrolier, de diminuer sa dépendance énergétique vis-à-vis du pétrole. Les réactions à un choc de l'indice boursier américain sont également largement corrélées et ce en raison de l'interdépendance des marchés financiers entre les pays asiatiques et vis-à-vis des marchés financiers américains (Phylaktis, 1997, 1999 ; Cavoli et *alii*, 2004). La corrélation des réponses est très élevée notamment entre la Chine, la Corée, la Malaisie, les Philippines, Singapour et la Thaïlande. Les réponses à un choc sur le taux d'intérêt américain sont largement corrélées. Cette corrélation est cependant négative pour la Chine en raison de l'ancrage strict de sa monnaie sur le dollar américain contrairement aux autres pays qui ont adopté des changes beaucoup plus flexibles.

5. Conclusion

L'objectif de cet article était de mesurer le degré d'(a)symétrie des chocs entre les pays d'Asie de l'Est afin de justifier ou non, au vu de ce critère, la création d'une zone monétaire. Pour ce faire, nous avons utilisé un modèle VAR structurel et identifié quatre type de chocs : choc d'offre, choc de demande, choc monétaire et choc externe ; ce dernier choc prenant la forme d'un choc financier, réel ou monétaire. Nos résultats montrent que les chocs monétaires et surtout externes sont très corrélés entre les pays d'Asie de l'Est. Les chocs d'offre, et dans une moindre mesure les chocs de demande, apparaissent moins corrélés. Les réponses aux trois chocs externes et les corrélations de ces chocs entre les pays asiatiques montrent un grand nombre de liens entre ces pays même s'ils peuvent apparaître négatifs. Ces résultats seraient un argument en faveur des changes fixes à l'intérieur de la région, du type union monétaire par exemple. Cependant, une éventuelle union monétaire ne pourrait concerner, au départ, qu'un petit nombre de pays : Malaisie, Singapour et Thaïlande. La Corée et les Philippines pourraient constituer la *périphérie* de cette union. Par ailleurs, la mise en place d'une telle solution nécessiterait une volonté politique des participants qui n'a pas été effective jusqu'à présent. En particulier, la présence de la Chine et du Japon condamne, du moins à court terme, l'émergence d'une monnaie unique. Toutefois, l'ensemble de nos résultats plaide en faveur de la poursuite d'une coopération monétaire accrue permettant, si ce n'est de créer une union monétaire régionale, de constituer un bloc monétaire solide qui rendrait moins problématique l'instabilité des taux de change entre grandes monnaies pour les pays *tiers*. A cet égard, elle pourrait favoriser l'émergence d'un régime de change qualifié d'*intermédiaire*, c'est-à-dire entre le flottement des monnaies et l'union monétaire. Par exemple, un régime où les taux de change pourraient évoluer au sein d'une bande de fluctuations mais où des ajustements devraient être nécessaires et possibles, avec la coordination des politiques économiques, en cas de chocs asymétriques. En outre, la poursuite d'une telle coopération permettrait d'apporter une réponse commune aux chocs externes auxquels les pays d'Asie de l'Est sont particulièrement exposés. Elle pourrait ainsi favoriser la croissance ainsi que la stabilité macroéconomique au sein de la zone régionale.

Bibliographie

Allégret J.-P. et Sand-Zantman A., 2007, « Transmission des chocs et mécanismes d'ajustement dans le Mercosur », *Revue de l'OFCE*, 101 (2), pp. 355-392.

Bautista C. et Maveyraud-Tricoire S., 2007, « Saving-Investment Relationship, Financial Crisis and Structural Changes in East Asian Countries », *Economie Internationale*, 111, pp. 81-99.

Bayoumi T., Eichengreen B. et Mauro P., 2000, « On Regional Monetary Arrangements for Asean », *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 14 (2), pp. 121-148.

Blanchard O. et Quah D., 1989, « The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79 (4), pp. 655-673.

Braga de Macedo J., Cohen D. et Reisen H., 2001, *Taux de change : ni fixe, ni flottant*, Étude du Centre de Développement, OCDE.

Bordo M. D. et Murshid A. P., 2006, « Globalization and Changing Patterns in the International Transmission of Shocks in Financial Markets », *Journal of International Money and Finance*, vol. 25 (4), pp. 655-674.

Calvo G., Leiderman L. et Reinhart C., 1994, « The capital inflows problem : Concepts and issues », *Contemporary Economic Policy*, vol. 12 (3), pp. 54-66.

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*.

Chang R. et Velasco A., 2000, « Banks, debt maturity and financial crises », *Journal of Economic Theory*, vol. 51 (1), pp. 169-194.

Chow H.-K. et Kim Y., 2003, « A Common Currency Peg in East Asia ? Perspectives from Western Europe », *Journal of Macroeconomics*, vol. 25 (3), pp. 331-350.

Clarida R. et Gali J., 1994, « Sources of Real Exchange Rate Fluctuations : How Important are Nominal Shocks ? », *NBER working paper 4658*.

Corsetti G., Pesenti P. et Roubini N., 1999, « Paper tigers ? A model of the Asian crisis, *European Economic Review*, vol. 43 (7), pp. 1211-1236.

Coudert V., 2004, « Régimes de change et crises : les taux de change fixes sont-ils injustement suspectés ? », in Boyer R., Dehove M. & Plihon D., *Les crises financières*, Conseil d'analyse économique.

Coudert V., Couharde C. et Mignon V., 2010, « Exchange Rate Flexibility across Financial Crises », *CEPII working paper 2010-08*.

Cushman D. O. et Zha T., 1997, « Identifying Monetary Policy in Small Open Economy », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39 (3), pp. 433-448.

Eijffinger S. C. W. et De Haan J., 2000, *European monetary and fiscal policy*, Oxford University Press.

Ericsson N. et Irons L., 1995, « The Lucas Critique in practice : Theory without measurement », *International Finance discussion papers*, 506, Federal Reserve System.

Erkel-Rousse H., 1997, « Degré de flexibilité des marchés du travail, ajustement à des chocs asymétriques et union monétaire européenne », *Economie et Prévision*, 128, pp. 79-100.

Esquivel G. et Larrain F., 1998, « Explaining Currency Crisis », *International Development*.

Fischer S., 2001, « Exchange Rate Regimes : Is the Bipolar View Correct ? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15 (2), p. 3-24.

Fonds Monétaire International, 2009, *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*.

Frankel J. et Rose A., 1997, « Is EMU more justifiable *ex post* than *ex ante* ? », *European Economic Review*, vol. 41 (3-5), pp. 753-760.

Frankel J. et Rose A., 1998, « The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria », *Economic Journal*, vol. 108 (449), pp. 1009-1025.

Gimet C., 2007, « L'impact des chocs externes dans les économies du Mercosur: un modèle VAR structurel », *Economie Internationale*, 110, pp. 107-136.

Goldfajn I. et Valdès R., 1996, « The Aftermath of Appreciations », *NBER Working Paper* 5650.

Gouriéroux C., 1992, *Modèles ARCH et applications financières*, Economica.

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., 2009a, « (A)symétrie et convergence des chocs macroéconomiques en Asie de l'Est : une analyse dynamique », *Economie Internationale*, 114, pp. 29-68.

Guillaumin C., 2009b, « Financial Integration in East Asia : Evidence from Panel Unit Root and Panel Cointegration Tests », *Journal of Asian Economics*, vol. 20 (3), pp. 314-326.

Huang Y. et Guo F., 2006, « Is currency union a feasible option in East Asia ? A multivariate structural VAR approach », *Research in International Business and Finance*, vol. 20 (1), pp. 77-94.

Ilzetzki E., Reinhart C. et Rogoff K., 2009, « Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century : Which Anchor Will Hold ? », *mimeo*.

Kaminsky G., Reinhart C. et Vegh C., 2003, « The Unholy Trinity of Financial Contagion », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17 (4), pp. 51-74.

Kenen P., 1969, « The Theory of Optimum Currency Areas: an Eclectic View » in Mundell R. & Swoboda A., *Monetary Problems of the International Economy*.

Kim D., 2007, « An East Asian currency union ? The empirical nature of macroeconomic shocks in East Asia », *Journal of Asian Economics*, vol. 18 (6), pp. 847-866.

Krugman P., 1993, « Lessons of Massachusetts for EMU », in F. Giavazzi et F. Torres, *The Transition to Economic and Monetary Union in Europe*, Cambridge University Press, pp. 241-261.

Kwan C. H., 2005, « Japan Is Missing the "China Express" While China Is Distancing Itself from Japan », RIETI.

Lucas R., 1976, « Econometric policy evaluation: a critique », *Canergie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, pp. 19-46.

Lütkepohl H. et Krätzig M., 2004, *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.

Maćkowiak B., 2007, « External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets », *Journal of Monetary Economics*, vol. 54 (8), pp. 2512-2520.

Madhur S., 2002, « Costs and Benefits of a Common Currency for Asean », *ERD working paper series 12*, Asian Development Bank.

McKinnon R., 1963, « Optimum Currency Areas », *American Economic Review*, vol. 53 (4), pp. 717-725.

McKinnon R., 2002, « Optimum currency areas and the European experience », *Economics of Transition*, vol. 10 (2), pp. 343-364.

Mundell R., 1961, « A Theory of Optimum Currency Areas », *American Economic Review*, vol. 51 (4), p. 657-665.

Mundell R., 1973, « Uncommon Arguments for Common Currencies », in Johnson, H. G. & Swoboda A., *The Economics of Common Currencies*, Allen & Unwin.

Newey W. K. et West K. D., 1987, « A Simple Positive Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, vol. 55 (3), pp. 703-708.

Ng T., 2002, « Should the Southeast Asian Countries form a Currency Union? », *The Developing Economies*, XL-2, pp. 113-134.

Perron P., 1989, « The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, vol. 57 (6), pp. 1361-1401.

Phylaktis K., 1997, « Capital market integration in the Pacific-Basin region: an analysis of real interest rate linkages », *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 5 (2), pp. 195-213.

Phylaktis P., 1999, « Capital market integration in the Pacific Basin region: an impulse response analysis », *Journal of International Money and Finance*, vol. 18 (2), pp. 267-287.

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.

Rüffer R., Sánchez M. et Shen J.-G., 2007, « Emerging Asia's Growth and Integration. How Autonomous are Business Cycles ? », *working paper 715*, European Central Bank.

Sims C. A. et Zha T., 1999, « Error bands for impulse responses », *Econometrica*, vol. 67 (5), pp. 1113-1155.

Stiglitz J., 2001, « From miracle to crisis to recovery: lessons from four decades of East Asian experience », in Stiglitz J. et Yusuf S., *The East Asian Miracle*, Oxford University Press.

Takeuchi A., 2006, « Identifying impediments to cross-border bond investment and issuance in Asian countries », *BIS papers 30*, Bank for International Settlements.

Toriya-Zane E. et Xu B., 2010, « Scénario Asie émergente : bilan 2009 et perspectives 2010 », *Natixis*.

Williamson J., 1983, *The Exchange Rate System*, Policy Analysis in International Economics, Institute for International Economics, Washington.

Williamson J., 2000, *Exchange Rate Regimes for Emerging Markets: Revising the Intermediate Option*, Policy Analysis in International Economics, Institute for International Economics, Washington.

Zhang Z., Sato K. et McAleer M., 2004, « Is a monetary union feasible for East Asia? », *Applied Economics*, vol. 36 (10), pp. 1031-1043.

Zivot E. et Andrews D. W. K., 1992, « Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the unit Root Hypothesis », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10 (3), pp. 251-270.

Annexe A

Description des données

Les données utilisées dans la section 4 sont des données trimestrielles, sur la période allant de 1980.1 à 2009.3. L'échantillon comprend les pays suivants : la Chine, la Corée, Hong Kong, l'Indonésie, le Japon, la Malaisie, les Philippines, Singapour, la Thaïlande. Brunei, le Cambodge, Myanmar et le Vietnam ont été retiré de l'échantillon à cause du manque de données disponibles.

Les PIB (la production industrielle le cas échéant), les taux de change effectifs réels et les indices de prix à la consommation sont issus des *Statistiques Financières Internationales* du Fonds Monétaire International. Pour la Chine, les données pour le PIB et l'indice des prix à la consommation sont issues de la base de données *Datastream*. Les taux de change effectifs réels de la Corée, de Hong Kong, de l'Indonésie et de la Thaïlande proviennent de la Banque des Règlements Internationaux. Il s'agit de données mensuelles qui ont été transformées en données trimestrielles.

Le prix du pétrole correspond à celui du pétrole WTI issu de la base de données de la *Fed* de Saint-Louis. Le prix réel du pétrole est obtenu en déflatant le prix du pétrole par le déflateur du PIB américain. Cette variable est également issue de la base de données de la *Fed* de Saint-Louis, tout comme le taux d'intérêt monétaire à court terme des États-Unis (*Fed Funds*) ainsi que l'indice boursier *SP500*.

Chacun des modèles SVAR estimés comporte une variable muette *crise* afin de bien tenir compte de la crise asiatique. L'introduction d'une telle variable nous permet de contrôler les points aberrants. Cette variable vaut 1 pour les dates 1997.2 à 1998.3 et 0 sinon.

Annexe B

Statistiques commerciales

Les tableaux B.1 et B.2 présentent le degré de dépendance commerciale bilatérale. Cet indicateur, basé sur les travaux de Kwan (2005), se calcule de la manière suivante :

$$DC_{ij} = \frac{X_{ij} + M_{ij}}{X_i + M_i} \quad (\text{B.1})$$

X_{ij} et M_{ij} représentent les exportations de i vers j et les importations de i en provenance de j .

X_i et M_i indiquent les exportations totales et les importations totales de i dans le monde.

Lorsque cet indicateur est proche de 100%, la part du commerce entre i et j représente la quasi-totalité du commerce de i .

Tableau B.1 : dépendance commerciale bilatérale (en %)

| | États-Unis | | Asean | | ASE | | UE 15 | |
|-------------|------------|------|-------|------|------|------|-------|------|
| | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 |
| Chine | 21,6 | 18,5 | 5,7 | 8,4 | 23,8 | 26,0 | 16,1 | 18,0 |
| Corée | 18,3 | 11,4 | 11,7 | 9,5 | 18,3 | 15,3 | 12,9 | 11,0 |
| Hong Kong | 10,4 | 5,3 | 12,7 | 16,6 | 33,3 | 30,0 | 21,5 | 15,1 |
| Indonésie | 12,2 | 8,3 | 13,5 | 22,3 | 27,9 | 37,2 | 17,2 | 10,9 |
| Japon | 24,5 | 15,9 | 16,5 | 12,8 | 31,8 | 26,2 | 14,7 | 11,9 |
| Malaisie | 17,6 | 13,2 | 24,1 | 25,3 | 37,4 | 36,4 | 14,6 | 11,9 |
| Philippines | 25,2 | 13,6 | 11,0 | 16,1 | 23,0 | 30,5 | 14,0 | 10,5 |
| Singapour | 17,7 | 10,2 | 25,8 | 26,0 | 40,9 | 43,5 | 14,6 | 11,2 |
| Thaïlande | 14,8 | 10,5 | 16,3 | 17,2 | 25,6 | 25,0 | 16,3 | 11,1 |

Notes : l'Asie du Sud-Est (ASE) regroupe l'Indonésie, l'Inde, la Corée du Sud, Hong Kong, Taiwan, Singapour, la Malaisie, les Philippines, la Thaïlande et l'Asie et Océanie (Pakistan, Brunei, Afghanistan, Bangladesh, Bouthan, Corée du Nord, Fidji, Guam, îles du Pacifique, Kiribati, Macao, Mongolie, Myanmar, Népal, Nouvelle-Calédonie, Papouasie Nouvelle Guinée, Polynésie française, Salomon, Samoa américaines, Samoa occidentales, Sri Lanka, Tonga, Vanuatu et autres Asie et Océanie). L'*Asean* regroupe l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines, Singapour, la Thaïlande, Brunei, le Vietnam, Myanmar, le Laos et le Cambodge.

Source : calculs des auteurs à partir de données *CHELEM*, Cepii.

Tableau B.2 : dépendance commerciale bilatérale (en %)

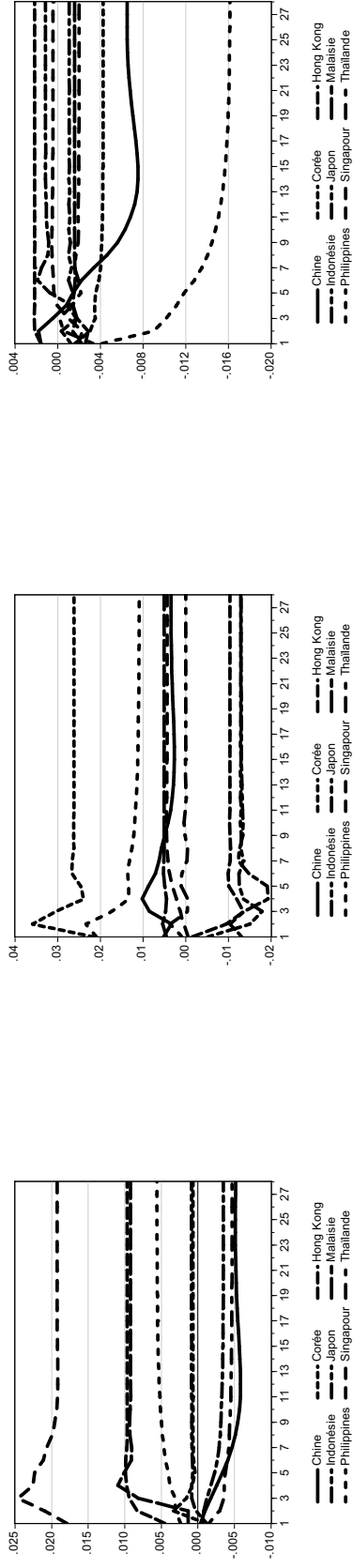
| | Chine | | Corée | | Hong Kong | | Indonésie | | Japon | | Malaisie | | Philippines | | Singapour | | Thaïlande | |
|-------------|-------|------|-------|------|-----------|------|-----------|------|-------|------|----------|------|-------------|------|-----------|------|-----------|------|
| | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 | 1996 | 2007 |
| Chine | - | - | 7,7 | 7,7 | 5,3 | 2,7 | 1,2 | 1,0 | 23,8 | 12,6 | 1,2 | 2,1 | 0,4 | 1,1 | 1,4 | 1,6 | 1,1 | 1,7 |
| Corée | 8,7 | 21,4 | - | - | 2,7 | 0,9 | 2,6 | 2,0 | 17,8 | 11,5 | 2,7 | 2,0 | 0,9 | 1,0 | 3,0 | 2,2 | 1,4 | 1,1 |
| Hong Kong | 13,8 | 29,5 | 6,3 | 3,4 | - | - | 0,9 | 0,7 | 11,7 | 9,9 | 2,1 | 1,2 | 0,8 | 1,4 | 6,9 | 11,4 | 1,8 | 1,6 |
| Indonésie | 3,8 | 10,1 | 7,5 | 7,1 | 1,1 | 0,6 | - | - | 25,3 | 16,9 | 2,3 | 5,6 | 0,8 | 0,9 | 7,9 | 9,9 | 2,0 | 3,8 |
| Japon | 9,8 | 19,4 | 6,5 | 6,3 | 1,9 | 1,4 | 3,2 | 2,7 | - | - | 3,6 | 2,5 | 1,8 | 1,4 | 3,4 | 1,9 | 3,8 | 3,3 |
| Malaisie | 2,6 | 13,4 | 5,1 | 4,5 | 1,7 | 0,7 | 1,5 | 3,7 | 18,8 | 10,2 | - | - | 1,1 | 1,6 | 16,8 | 13,4 | 4,0 | 5,1 |
| Philippines | 2,1 | 18,8 | 4,6 | 5,7 | 1,7 | 2,2 | 1,4 | 1,6 | 23,7 | 15,0 | 2,9 | 4,3 | - | - | 3,8 | 5,5 | 2,3 | 3,7 |
| Singapour | 2,5 | 10,0 | 4,8 | 4,8 | 4,8 | 6,4 | 4,4 | 6,1 | 14,9 | 7,4 | 14,0 | 12,7 | 1,2 | 2,0 | - | - | 5,0 | 3,2 |
| Thaïlande | 3,0 | 12,5 | 3,3 | 3,0 | 1,8 | 1,1 | 1,6 | 2,9 | 23,9 | 15,6 | 4,8 | 5,9 | 1,1 | 1,6 | 7,2 | 3,9 | - | - |

Source : calculs des auteurs à partir de données CHELEM, Cepii.

Annexe C

Fonctions de réponses aux chocs

Graphique C.1 – Réponse en niveau des variables domestiques à un choc sur le prix du pétrole

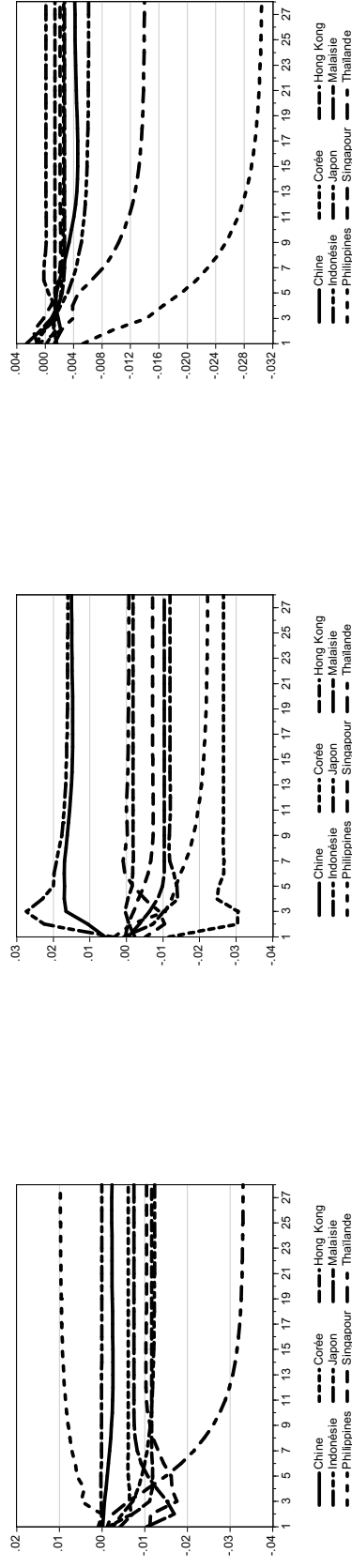


Réponse du PIB

Réponse du taux de change effectif réel

Réponse des prix à la consommation

Graphique C.2 – Réponse en niveau des variables domestiques à un choc sur l'indice SP500

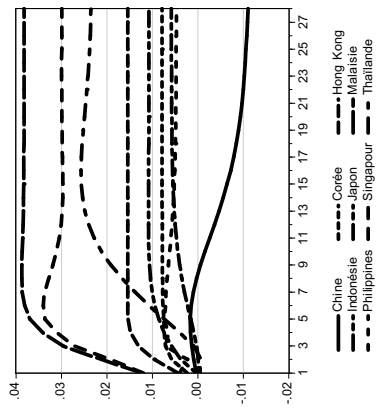


Réponse du PIB

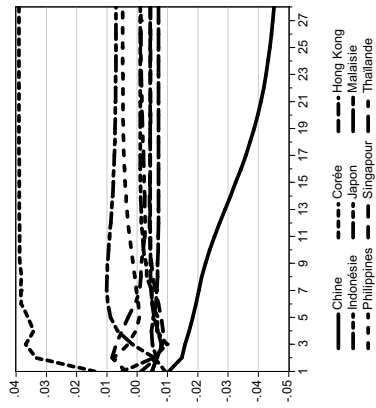
Réponse du taux de change effectif réel

Réponse des prix à la consommation

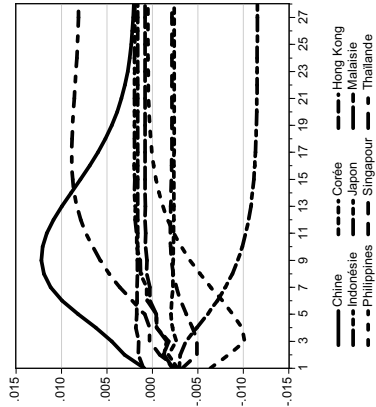
Graphique C.3 – Réponse en niveau des variables domestiques à un choc sur le taux d'intérêt américain (*Fed Funds*)



Réponse du PIB



Réponse du taux de change effectif réel



Réponse des prix à la consommation

Annexe D

Corrélation des réponses aux différents chocs externes

Tableau D.1 : corrélation des réponses des variables domestiques suite à un choc sur le prix du pétrole

| | Chine | Cor | HK | Ind | Jap | Mal | Phil | Sing | Thaï |
|-------------------------------------|-------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| PIB | | | | | | | | | |
| Chine | | 0,18 | -0,68 | 0,97 | -0,71 | -0,73 | -0,95 | 0,51 | 0,92 |
| Cor | | | 0,32 | 0,21 | 0,34 | -0,19 | -0,12 | 0,43 | -0,08 |
| HK | | | | -0,68 | 0,99 | 0,85 | 0,67 | 0,22 | -0,86 |
| Ind | | | | | -0,70 | -0,73 | -0,99 | 0,53 | 0,94 |
| Jap | | | | | | 0,84 | 0,71 | 0,17 | -0,89 |
| Mal | | | | | | | 0,68 | 0,10 | -0,79 |
| Phil | | | | | | | | -0,54 | -0,95 |
| Sing | | | | | | | | | 0,26 |
| Thaï | | | | | | | | | |
| Taux de change effectif réel | | | | | | | | | |
| Chine | | -0,11 | -0,13 | -0,74 | -0,15 | -0,59 | 0,35 | -0,47 | -0,03 |
| Cor | | | -0,40 | 0,46 | -0,69 | 0,59 | 0,44 | -0,21 | 0,59 |
| HK | | | | 0,15 | 0,92 | -0,27 | 0,44 | -0,48 | 0,33 |
| Ind | | | | | -0,03 | 0,60 | 0,10 | 0,12 | 0,19 |
| Jap | | | | | | -0,34 | 0,11 | -0,21 | 0,06 |
| Mal | | | | | | | -0,18 | 0,48 | 0,39 |
| Phil | | | | | | | | -0,94 | 0,72 |
| Sing | | | | | | | | | -0,54 |
| Thaï | | | | | | | | | |
| Prix à la consommation | | | | | | | | | |
| Chine | | 0,85 | -0,40 | -0,76 | -0,68 | -0,68 | 0,93 | -0,81 | 0,34 |
| Cor | | | -0,80 | -0,74 | -0,85 | -0,79 | 0,97 | -0,86 | -0,10 |
| HK | | | | 0,42 | 0,76 | 0,59 | -0,67 | 0,55 | 0,59 |
| Ind | | | | | 0,65 | 0,51 | -0,78 | 0,75 | -0,37 |
| Jap | | | | | | 0,70 | -0,82 | 0,76 | 0,08 |
| Mal | | | | | | | -0,76 | 0,95 | -0,11 |
| Phil | | | | | | | | -0,86 | 0,09 |
| Sing | | | | | | | | | -0,27 |
| Thaï | | | | | | | | | |

Notes : les coefficients de corrélation significatifs sont en gras. Le seuil de significativité a été fixé à 5%. Les coefficients de corrélations ont été calculés sur 28 trimestres.

Cor : Corée du Sud, HK : Hong Kong, Ind : Indonésie, Jap : Japon, Mal : Malaisie, Phil : Philippines, Sing : Singapour, Thaï : Thaïlande.

Tableau D.2 : corrélation des réponses des variables domestiques suite à un choc sur l'indice SP500

| | Chine | Cor | HK | Ind | Jap | Mal | Phil | Sing | Thai |
|-------------------------------------|-------|--------------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| PIB | | | | | | | | | |
| Chine | | 0,38 | 0,69 | 0,61 | 0,95 | -0,88 | -0,94 | -0,68 | 0,97 |
| Cor | | | 0,75 | -0,10 | 0,53 | 0,03 | -0,37 | 0,09 | 0,35 |
| HK | | | | -0,05 | 0,85 | -0,49 | -0,76 | 0,02 | 0,67 |
| Ind | | | | | 0,44 | -0,61 | -0,51 | -0,93 | 0,63 |
| Jap | | | | | | -0,81 | -0,97 | -0,50 | 0,96 |
| Mal | | | | | | | 0,86 | 0,67 | -0,88 |
| Phil | | | | | | | | 0,54 | -0,97 |
| Sing | | | | | | | | | -0,69 |
| Thai | | | | | | | | | |
| Taux de change effectif réel | | | | | | | | | |
| Chine | | -0,67 | 0,20 | -0,92 | 0,66 | -0,80 | -0,60 | -0,58 | 0,42 |
| Cor | | | -0,42 | 0,70 | -0,80 | 0,53 | 0,46 | 0,37 | 0,00 |
| HK | | | | -0,06 | 0,80 | 0,33 | 0,39 | 0,56 | -0,78 |
| Ind | | | | | -0,55 | 0,90 | 0,76 | 0,71 | -0,50 |
| Jap | | | | | | -0,19 | -0,01 | 0,10 | -0,36 |
| Mal | | | | | | | 0,93 | 0,94 | -0,81 |
| Phil | | | | | | | | 0,96 | -0,77 |
| Sing | | | | | | | | | -0,90 |
| Thai | | | | | | | | | |
| Prix à la consommation | | | | | | | | | |
| Chine | | 0,77 | -0,16 | -0,10 | 0,88 | 0,63 | 0,90 | 0,69 | 0,95 |
| Cor | | | -0,11 | 0,11 | 0,95 | 0,95 | 0,93 | 0,92 | 0,89 |
| HK | | | | -0,31 | -0,09 | -0,14 | -0,10 | 0,04 | -0,14 |
| Ind | | | | | 0,07 | 0,33 | 0,08 | 0,10 | 0,02 |
| Jap | | | | | | 0,90 | 1,00 | 0,94 | 0,97 |
| Mal | | | | | | | 0,88 | 0,94 | 0,80 |
| Phil | | | | | | | | 0,91 | 0,99 |
| Sing | | | | | | | | | 0,84 |
| Thai | | | | | | | | | |

Notes : les coefficients de corrélation significatifs sont en gras. Le seuil de significativité a été fixé à 5%. Les coefficients de corrélations ont été calculés sur 28 trimestres.

Cor : Corée du Sud, HK : Hong Kong, Ind : Indonésie, Jap : Japon, Mal : Malaisie, Phil : Philippines, Sing : Singapour, Thai : Thaïlande.

Tableau D.3 : corrélation des réponses des variables domestiques suite à un choc sur le taux des *Fed Funds*

| | Chine | Cor | HK | Ind | Jap | Mal | Phil | Sing | Thaï |
|-------------------------------------|-------|--------------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| PIB | | | | | | | | | |
| Chine | | -0,39 | -0,37 | -0,86 | -0,56 | -0,42 | 0,54 | -0,12 | -0,79 |
| Cor | | | 0,99 | 0,66 | 0,92 | 0,96 | 0,33 | 0,91 | 0,67 |
| HK | | | | 0,67 | 0,94 | 0,99 | 0,40 | 0,95 | 0,69 |
| Ind | | | | | 0,86 | 0,74 | -0,23 | 0,46 | 0,99 |
| Jap | | | | | | 0,97 | 0,20 | 0,83 | 0,88 |
| Mal | | | | | | | 0,38 | 0,93 | 0,76 |
| Phil | | | | | | | | 0,63 | -0,17 |
| Sing | | | | | | | | | 0,48 |
| Thaï | | | | | | | | | |
| Taux de change effectif réel | | | | | | | | | |
| Chine | | -0,53 | -0,27 | -0,37 | -0,45 | 0,74 | -0,55 | -0,66 | 0,63 |
| Cor | | | -0,35 | 0,82 | -0,30 | -0,65 | -0,02 | 0,21 | -0,53 |
| HK | | | | -0,06 | 0,93 | -0,36 | 0,16 | 0,73 | -0,58 |
| Ind | | | | | -0,16 | -0,50 | -0,46 | 0,21 | -0,70 |
| Jap | | | | | | -0,46 | 0,46 | 0,83 | -0,56 |
| Mal | | | | | | | -0,44 | -0,84 | 0,82 |
| Phil | | | | | | | | 0,51 | -0,03 |
| Sing | | | | | | | | | -0,82 |
| Thaï | | | | | | | | | |
| Prix à la consommation | | | | | | | | | |
| Chine | | 0,27 | 0,34 | 0,03 | 0,10 | 0,21 | -0,30 | 0,16 | -0,02 |
| Cor | | | 0,54 | 0,22 | -0,09 | 0,03 | -0,34 | -0,32 | -0,22 |
| HK | | | | -0,39 | 0,48 | 0,62 | 0,10 | 0,13 | 0,39 |
| Ind | | | | | -0,98 | -0,94 | -0,93 | -0,91 | -0,99 |
| Jap | | | | | | 0,98 | 0,88 | 0,90 | 0,97 |
| Mal | | | | | | | 0,78 | 0,85 | 0,92 |
| Phil | | | | | | | | 0,85 | 0,93 |
| Sing | | | | | | | | | 0,86 |
| Thaï | | | | | | | | | |

Notes : les coefficients de corrélation significatifs sont en gras. Le seuil de significativité a été fixé à 5%. Les coefficients de corrélations ont été calculés sur 28 trimestres.

Cor : Corée du Sud, HK : Hong Kong, Ind : Indonésie, Jap : Japon, Mal : Malaisie, Phil : Philippines, Sing : Singapour, Thaï : Thaïlande.