

TRANSMISSION DES CHOCS ET MÉCANISMES D'AJUSTEMENT DANS LE MERCOSUR

Jean-Pierre Allegret *

CNRS-GATE et Université Lumière Lyon 2

Alain Sand-Zantman *

OFCE, CNRS-GATE, Université Lumière Lyon 2, ENS-LSH

Cet article étudie la faisabilité d'une union monétaire au sein du Mercosur dans la perspective théorique des zones monétaires optimales. L'étude s'appuie sur l'estimation d'un ensemble de modèles VAR semi-structurels incluant des variables réelles et financières internationales et domestiques pour chacune des trois principales économies de la zone. L'exercice conclut à la fragilité de ce processus d'intégration régionale.

Les VARs soulignent tout d'abord la faible convergence des politiques économiques menées dans les trois pays étudiés ; les chocs nominaux — ici, les chocs de prix — conduisent en particulier à des ajustements sensiblement différents. La désagrégation de l'ensemble des chocs à l'aide d'un modèle à composantes inobservables confirme cette asymétrie des comportements en soulignant le faible poids des composantes communes, notamment pour les chocs de politique économique domestiques. Enfin, l'intégration de la variable « primes de risques » montre que les pays de la zone réagissent également très différemment à un même choc financier externe, et ce essentiellement en raison de régimes de change différents.

* Nous remercions Henri Sterdyniak pour les remarques et suggestions qu'il a bien voulu nous faire parvenir à la suite de la lecture d'une première version de ce texte.

allegret@gate.cnrs.fr

a.sand@ofce.sciences-po.fr

Avril 2007

Revue de l'OFCE 101

Le Marché Commun du Sud (Mercosur) a été créé en 1991 avec le Traité d'Asunción signé par l'Argentine, le Brésil, le Paraguay et l'Uruguay. Si ce traité créait au départ une zone de libre-échange, les pays signataires ont envisagé un processus d'intégration économique et monétaire plus ambitieux au cours des années 1990. Un dispositif institutionnel favorable à la coordination des politiques économiques a ainsi été progressivement mis en place. Cependant, les crises mexicaine (1994), russe (1998), brésilienne (1999) et argentine (2001-2002) ont fortement accru la volatilité des variables macroéconomiques des pays de la région. Alors que la volonté d'intégration aurait pu conduire à des réactions coordonnées, les réactions des pays du Mercosur ont été très différentes, allant jusqu'à remettre en cause le processus d'intégration.

Cette évolution soulève la question de la faisabilité d'une union monétaire régionale entre les pays du Mercosur. La littérature a étudié la formation d'une union monétaire au sein de cette zone en considérant soit l'ancrage à une monnaie commune — tel le dollar des États-Unis — soit l'adoption entre eux d'une nouvelle monnaie. Dans le premier cas, les liens avec les États-Unis jouent un rôle direct. L'approche traditionnelle en termes de zones monétaires optimales pose un certain nombre de critères destinés à établir les conditions d'un bon fonctionnement d'une union monétaire. Les principaux d'entre eux font référence au degré de mobilité des facteurs à l'intérieur de l'union, au degré d'ouverture des pays la composant, au degré de symétrie des chocs appréhendé à travers la diversification de la production au sein de la zone, au degré d'intégration financière et à la similarité des préférences entre les autorités des pays concernés. Cette approche a été appliquée à l'Amérique latine et centrale par Eichengreen (1998), Levy-Yeyati et Sturzenegger (2000), Larrain et Tavares (2003) et Eichengreen et Taylor (2004), entre autres. La conclusion de ces travaux — fondés pour la plupart sur des données en coupe instantanée ou de panel — est que les pays du Mercosur ne respectent pas les critères d'une zone monétaire optimale, et ce, contrairement à d'autres zones telles que l'Asie de l'Est.

La formation d'une union monétaire peut être abordée sous l'angle d'une analyse coûts — bénéfices. Alesina et Barro (2002) proposent un modèle fondé sur cette approche. Ils identifient deux bénéfices : l'un lié au commerce international (baisse des coûts de transaction) et l'autre au degré d'engagement (baisse de l'inflation). Le principal coût associé à l'union monétaire est l'abandon d'une politique monétaire indépendante. Ce coût peut être élevé lorsque les perturbations asymétriques sont nombreuses. Alesina et alii (2003) ont testé empiriquement ce modèle.

En utilisant des données annuelles sur le commerce international bilatéral, les taux d'inflation et les co-mouvements de prix et de production sur la période 1960-1997, leurs résultats montrent notamment que le dollar n'est pas une monnaie d'ancrage naturelle pour les pays du Mercosur. En effet, les co-mouvements de prix et de production ne sont pas particulièrement élevés avec les États-Unis, suggérant des problèmes d'ajustement en cas de formation d'une union monétaire¹.

Notre approche est différente. Elle prend appui sur les propriétés cycliques des économies étudiées. Elle met ainsi l'accent sur la synchronisation des cycles entre les pays de la zone Mercosur, sur les mécanismes de propagation des chocs et sur l'identification de leurs composantes commune et spécifique. En outre, nous focalisons notre attention non pas sur un ancrage commun des pays du Mercosur aux États-Unis, mais sur la formation d'une union monétaire entre eux.

Nous cherchons à répondre à un certain nombre de questions liées à la faisabilité d'une union monétaire et fondées sur les comportements des cycles. En premier lieu, les pays du Mercosur sont-ils frappés par des chocs de même nature — *i.e.* domestiques, extérieurs, réels, nominaux ou financiers — sur la période étudiée (1991-2006)? En deuxième lieu, dans quelle mesure le fait que les pays aient adopté des régimes de change différents affecte-t-il leur réaction face aux chocs? Autrement dit, la multiplicité des régimes de change au sein de la zone est-elle un obstacle à la convergence des politiques économiques? L'identification de réactions différentes face à des chocs extérieurs et domestiques (*i.e.* propres à chaque pays mais de même nature) peut donner des indications sur le degré de convergence des politiques économiques entre les pays. En troisième lieu, quelle est l'importance respective des chocs communs et spécifiques dans les pays étudiés? C'est un élément important pour apprécier la pertinence d'une zone monétaire. Ainsi, de faibles composantes communes impliquent d'importants ajustements des taux de change. Une union monétaire serait dans ce cas extrêmement difficile à gérer. Cette faiblesse peut aussi signifier des réactions différentes des économies aux chocs et donc une absence de convergence. Enfin, compte tenu de la sensibilité particulière des pays de la zone aux perturbations affectant les marchés financiers internationaux, on essaie de déterminer l'influence des perturbations financières internationales sur le comportement cyclique de ces économies.

Cette étude se situe dans la lignée d'une littérature sur le comportement cyclique des pays du Mercosur. Une première série de travaux cherche à décomposer les cycles en composantes commune et spécifique. Ainsi, Karras (2003) étudie les fluctuations du produit réel pour

1. Il convient de noter que ce résultat est particulièrement significatif pour les deux principales économies du Mercosur, à savoir l'Argentine (pour laquelle ni l'euro ni le dollar ne sont une monnaie d'ancrage naturelle) et le Brésil (où l'euro semble être une meilleure ancre une fois pris en compte les co-mouvements de prix et de production).

un certain nombre d'économies d'Amérique centrale et latine et pour le Canada sur données annuelles au cours de la période 1950-1997. Les résultats montrent que les chocs spécifiques en Amérique centrale et latine sont à la fois importants et non synchronisés. En ce sens, ils ne forment pas une zone monétaire optimale. Utilisant de l'économétrie de données de panel, Loayza et alii (1999) élaborent un modèle d'erreurs composées pour estimer la fraction de la croissance annuelle de la valeur ajoutée en terme réel pour un pays donné qui peut être attribuée soit à des effets spécifiques au pays, soit à des effets communs affectant tous les secteurs et pays de la même manière, telle qu'une crise financière. Plus la proportion de la variabilité du taux de croissance de la production expliquée par des facteurs indépendants au pays sera élevée, plus ces derniers seront intégrés². Sur la période 1970-1994, les auteurs obtiennent que les effets spécifiques sont dominants à la fois à court terme et à long terme.

Une seconde série de travaux prend en compte un cadre macroéconomique plus large en privilégiant des modélisations VAR³ ou VECM. Hallwood et alii (2004) proposent un modèle VAR bivarié en différence première appliqué aux pays du Mercosur comprenant les prix à la consommation et le PIB réel en données trimestrielles sur la période 1980-2002. Les auteurs montrent l'absence de tendances communes dans les chocs frappant ces pays, surtout avec les États-Unis. Il apparaît une intégration relativement étroite entre l'Argentine et l'Uruguay. Ahmed (2003) utilise un VAR en panel dynamique sur données annuelles entre 1983 et 1999 pour analyser les fluctuations dans un certain nombre de pays d'Amérique latine. Deux résultats sont particulièrement importants. D'une part, les pays latino-américains n'ont pas de chocs communs réels avec leurs principaux partenaires commerciaux, dont les États-Unis. D'autre part, les chocs sur le taux d'intérêt réel à trois mois américain expliquent une part significative des fluctuations de la production dans les pays concernés. En conséquence, la formation d'une union monétaire avec les États-Unis accentuerait les fluctuations en intensifiant les effets monétaires et financiers des chocs réels affectant l'économie américaine. Fanelli et González-Rozada (2003) utilisent une modélisation VAR bivariée en différence première — comprenant des données trimestrielles sur le PIB et sur un indicateur synthétique de prix — pour analyser les cycles et la coordination au sein du Mercosur au cours de la période 1980-2003. Ils identifient le degré de symétrie des cycles et identifient les sources de chocs. Les

2. Les auteurs utilisent des données sur la valeur ajoutée en terme réel pour les secteurs agricoles, industriels et de services en dollars de 1987; toutefois, cette variabilité n'est pas expliquée au sens où elle n'est pas corrélée à une variable macroéconomique spécifique.

3. Suivant Sims (1980), on désigne usuellement par modèles VAR des systèmes d'équations multivariées autorégressives spécifiés sans s'appuyer sur des *a priori* théoriques particuliers : cette procédure doit ainsi permettre de choisir entre des théories concurrentes en s'appuyant sur les résultats des tests, les réponses à des chocs, l'analyse de la variance et les propriétés prévisionnelles des modèles.

auteurs cherchent aussi à identifier les cycles régionaux communs et spécifiques, question qui sera développée ci-après. Les co-mouvements des chocs et leur composante commune sont faibles.

Notre travail se distingue de la littérature précédente sur plusieurs points. En premier lieu, notre analyse focalise son attention sur la période postérieure à la création du Mercosur. En effet, non seulement la qualité des données en longue période dans les pays émergents est généralement médiocre, mais les pays étudiés ont connu d'importants chocs au cours des années 1980 qui rendent l'interprétation des données délicates. En conséquence, l'étude commence en 1991 en tenant compte des plans de stabilisation mis en œuvre et se termine en 2006. Notre approche de l'union monétaire étant fondée sur l'analyse des cycles, la fréquence des données est trimestrielle. En deuxième lieu, un VAR semi-structurel prenant en compte un plus grand nombre de variables que dans les études similaires souvent fondées sur des modèles bivariés est proposé. Ainsi, par rapport aux travaux fondés uniquement sur l'identification des composantes communes et spécifiques des cycles, nous sommes en mesure d'identifier la nature des chocs qui frappent les pays. Contrairement aux modèles VAR bi-variés, nous cherchons à identifier la présence de chocs externes et domestiques, ainsi que des chocs de politique économique.

En troisième lieu, notre VAR semi-structurel intègre un choc financier international non seulement sous la forme d'un taux d'intérêt américain, mais aussi en prenant en compte l'évolution des *spreads* EMBI⁴. Il existe en effet une abondante littérature montrant, d'une part, l'influence des facteurs extérieurs à la situation macroéconomique des pays émergents sur les flux de capitaux qu'ils reçoivent (Calvo et alii, 1993 ; Fernández-Arias, 1995 ; Bruner et Rigobon, 2004) et, d'autre part, l'impact de l'instabilité de ces flux sur les fluctuations macroéconomiques dans les marchés émergents (Calvo, 2005). En outre, plusieurs études empiriques ont montré l'importance de la transmission financière (*via* les chocs de politique monétaire) par rapport à la transmission réelle, pour expliquer les fluctuations des pays latino-américains à la suite de chocs en provenance des États-Unis. Carrera et alii (2002) montrent ainsi dans le cas de l'Argentine la prédominance du canal financier par rapport au canal commercial pour expliquer l'influence des chocs américains sur les fluctuations de la production. Canova (2005) obtient un résultat similaire sur un échantillon plus large de pays d'Amérique latine et centrale au cours de la période 1990-2002.

4. L'EMBI mesure l'écart — appelé aussi *spread* — entre le rendement des emprunts souverains émis par des économies émergentes et le rendement d'un actif sans risque (traditionnellement les titres du gouvernement américain). Il mesure donc le rendement supplémentaire exigé par les investisseurs internationaux par rapport à l'actif sans risque pour détenir des titres des marchés émergents. En ce sens, il est une mesure du risque souverain perçu par les marchés. Il tend à s'accroître avec la détérioration (effective ou anticipée) des fondamentaux dans les économies émettrices des emprunts ; il s'accroît également dans les périodes de tensions financières internationales.

L'EMBI est une variable qui a été peu prise en compte dans la littérature. Fanelli et González-Rozada (2003) montrent que les *spreads* ont une influence significative et négative sur le cycle commun des pays du Mercosur et *alii* (2002) se demandent si les pays latino-américains sont fréquemment frappés par des chocs financiers communs, auquel cas une union monétaire — ou au moins une plus forte coopération monétaire — pourrait stabiliser la région. Les auteurs identifient à l'aide de matrices de corrélation les composantes communes de tous les *spreads* domestiques (ce qui revient à identifier les résidus des régressions de chaque *spread* pays sur le *spread* global). Ils montrent que le degré de co-mouvements des variables financières n'est pas plus élevé pour les pays latino américains que pour d'autres pays émergents. À partir d'un VAR sur données de panel portant sur 7 pays émergents sur la période 1994-2001, Uribe et Yue (2006) étudient l'importance respective des chocs sur le taux d'intérêt américain et des chocs sur les *spreads* pays pour rendre compte des fluctuations macroéconomiques. Ils montrent que l'EMBI amplifie les chocs sur le taux américain.

Enfin, cette étude cherche à identifier les composantes commune et spécifique des cycles. Elle utilise à cette fin les modèles « espace-état » (Harvey, 1990). Ces modèles répondent aux limites rencontrées par les travaux cités, lesquels pour la quasi-totalité d'entre eux se concentrent sur la corrélation des chocs sans désagréger les chocs en composante commune et composante spécifique à chaque pays.

La suite de cette étude est structurée de la manière suivante. La section 1 identifie l'origine des chocs qui frappent ces économies à partir d'un modèle VAR semi-structurel. La section 2 utilise une modélisation « espace-état » afin d'estimer dans quelle mesure les chocs — et en particulier les chocs de politique économique — ont une composante commune pouvant montrer l'esquisse d'une coordination. La section 3 conclut.

I. Un modèle VAR « Mercosur » semi-structurel

La littérature sur les zones monétaires optimales met l'accent sur l'identification des chocs communs, le degré de similarité dans le processus d'ajustement des économies et le degré de convergence des politiques économiques. Cette section analyse ces différents points. Compte tenu de la complexité des liens entre les variables macroéconomiques, notamment en termes d'effets de *feedback*, la modélisation VAR est une approche pertinente. Elle permet en effet d'analyser les conséquences de chocs orthogonaux exogènes sur les variables endogènes du modèle. Le choix d'un VAR en différence première est déduit du résultat négatif des tests de Johansen relatifs à la recherche de vecteurs de cointégration entre les variables non stationnaires

retenues (*cf. infra*) : Allen et Fildes (2004) montrent en effet que dans ce cas, les solutions alternatives (VAR en niveau ou VECM) conduisent à des erreurs de prévision nettement supérieures.

La corrélation des résidus issus de l'estimation des VARs réduits (formes multivariées strictement auto-régressives) — et donc l'existence de composants communs qui affectent plus d'une variable — pose le problème de l'identification de chocs orthogonaux permettant d'évaluer sans ambiguïté l'impact « pur » de la variation de l'une des variables sur l'ensemble du système. À la suite de Doan (2004), nous appellerons « semi-structurelle » la procédure qui consiste, comme nous le proposons, à s'appuyer sur la théorie économique pour définir l'ordre des variables dans la décomposition de Choleski permettant l'identification des chocs orthogonaux (et précise par là-même la structure des relations contemporaines entre variables). Ce choix est critiquable en ce qu'il préjuge d'une structure de causalité contemporaine récursive de l'économie. Toutefois, comme nous le verrons par la suite, une approche structurelle non strictement récursive, et préjugeant par là même l'existence d'une interaction contemporaine entre certaines variables, ne nous a pas paru s'imposer.

1.1. Le choix des variables ⁵

Trois variables externes ont été retenues : (i) l'indice de la production industrielle des pays industrialisés (noté I_IPI) ; (ii) le taux d'intérêt des *Fed Funds* en terme nominal (US_R) et (iii) le risque souverain des marchés émergents selon l'indice J.P. Morgan (EMBI) ⁶. Le choix d'un indice global (et non d'un indice pays) est justifié par notre volonté de prendre en compte un choc financier international commun et non un choc spécifique à un pays. Les variables domestiques sont au nombre de quatre : (i) l'IPI de chacun des trois pays (A_IPI, B_IPI et U_IPI pour Argentine, Brésil et Uruguay respectivement) ; (ii) l'indice des prix à la consommation (A_CPI, B_CPI et U_CPI) ; (iii) le taux du marché monétaire en terme nominal (A_R,

5. Toutes les données sont trimestrielles et issues des Statistiques financières internationales du FMI à l'exception de l'indice EMBI qui provient du ministère argentin de l'Économie et de la production (http://www.mecon.gov.ar/peconomica/basehome/infoeco_ing.html) et de l'IPI de l'Uruguay qui provient de la banque centrale (<http://www.bcu.gub.uy/>).

6. Nous utilisons deux séries. Une première qui couvre la période 1991-T1 – 1997-T4 est basée sur l'indice EMBI tandis que la seconde qui comprend la période à partir de 1998 recourt à l'indice EMBI+. Les principales différences entre les indices sont (i) le nombre d'instruments financiers pris en compte (l'indice EMBI ne couvre que les obligations Brady) et (ii) le nombre de pays (11 dans l'EMBI contre 16 dans l'EMBI+). Dans les deux indices cependant, le poids des pays d'Amérique latine est très important avec respectivement 83,8 % et 70,2 %. Parmi ceux-ci, l'Argentine et le Brésil représentent à eux deux près de 47,6 % de l'indice EMBI+. Les deux séries EMBI et EMBI+ sont très étroitement corrélées entre elles. En 1999, J.P. Morgan a créé un nouvel indice appelé « EMBI global » dans lequel sont intégrés plus de pays (27) et plus de titres. Dans ce nouvel indice, le poids de l'Amérique latine est passé à 61,5 %.

B_R et U_R) et (iv) le taux de change nominal à l'incertain contre dollar (A_EN, B_EN et U_EN)⁷.

Le choix de ces variables se situe dans la lignée des travaux analysant pour des économies ouvertes les chocs externes et de politiques économiques (Favero, 2001 ; Lütkepohl et Krätzig, 2004).

La stationnarité des taux d'intérêt et du logarithme des autres variables a été vérifiée à l'aide des tests de Dickey-Fuller Augmentés (DFA). La robustesse⁸ de ces tests est perturbée par les chocs de la période (épisodes d'inflation élevée, programmes de stabilisation et changements dans les régimes de politique économique, régimes de change compris). Toutefois, nous avons vérifié que toutes les données — corrigées de la présence de « break structurels » déterminés de manière exogène Perron (1989) — étaient intégrées d'ordre un, à l'exception du taux d'intérêt et de l'EMBI toutes deux stationnaires.

Lors de la procédure d'identification des chocs, nous avons écarté le choix d'un VAR structurel. La matrice des corrélations contemporaines entre les résidus du VAR standard (voir annexe I) ne justifie pas en effet le rejet d'une structure récursive dans la formulation de contraintes d'identification de court terme. Nous rejetons également les contraintes d'identification de long terme, de type Blanchard et Quah (1989), utilisées dans de nombreuses études : supposer une neutralité à long terme des chocs nominaux semble arbitraire pour des études couvrant une douzaine d'années, et ce même si comme le montrent Allegret et Sand-Zantman (2006), la durée des cycles est courte dans les pays étudiés comparée aux pays industrialisés⁹.

En résumé, l'ordre des variables dans la décomposition de Choleski a été dicté par l'interprétation économique de la matrice des corrélations contemporaines propre à chacun des modèles-pays. Les résultats obtenus ont conduit en particulier à ordonner de manière différente les variables selon le régime de change. Ainsi, pour l'Argentine, l'ordre de la variable la plus exogène vers la plus endogène est le suivant : I_IPI, EMBI (ou US_R), A_EN, A_CPI et A_IPI alors que pour les deux

7. Notre choix d'un taux bilatéral avec le dollar repose sur plusieurs raisons. Pour chacun des trois pays étudiés, le dollar reste une monnaie de référence importante soit en terme de libellé du commerce international, soit en terme de monnaie d'endettement extérieur. En outre, les trois pays ont adopté une stratégie d'ancrage plus ou moins rigide vis-à-vis de la devise américaine. Enfin, nous ne prenons pas en compte dans notre analyse de l'union monétaire la géographie et la composition du commerce extérieur de chacune des trois économies étudiées.

8. La majorité des tests statistiques repose sur le respect d'un certain nombre de conditions. Selon le degré de respect de ces conditions d'application, la validité des résultats se trouve plus ou moins affectée et elle l'est d'autant plus que le test est moins robuste. Ainsi, la robustesse d'un test équivaut à sa tolérance vis-à-vis du respect des conditions.

9. Leeper et Faust (1997) insistent sur l'imprécision de l'estimation des effets à long terme des chocs pour des échantillons finis, les contraintes d'identification de long terme transférant cette imprécision sur l'estimation des autres paramètres du modèle : sans en interdire formellement l'utilisation, ils définissent les conditions dynamiques très restrictives que suppose l'imposition de telle contraintes.

pays à régimes intermédiaires, à savoir le Brésil et l'Uruguay, nous avons choisi l'ordre suivant : I_IPI, EMBI (ou US_R), CPI, R, EN et IPI.

Quels que soient les pays, le modèle confère aux variables étrangères le statut de variables exogènes. Pour l'EMBI, notre choix peut faire débat. En effet, un certain nombre de travaux considèrent que le *spread* évolue en fonction de variables macroéconomiques propres à chaque pays, telles que la croissance du PIB ou celle des exportations¹⁰. Cependant, une littérature plus récente montre que cette variable est davantage déterminée par des facteurs globaux, extérieurs aux marchés émergents, que par la conjoncture de ces pays¹¹. Un tel résultat nous semble plus conforme aux effets de la globalisation financière sur les comportements financiers des investisseurs internationaux, d'où notre choix de retenir cette explication pour considérer que l'EMBI est exogène.

L'ordre des variables dans la matrice de Choleski est différent en ce qui concerne les variables domestiques. La matrice des corrélations contemporaines de l'Argentine montre la forte corrélation du taux d'intérêt argentin avec les autres variables. En terme de « causalité », ce résultat est conforme au fonctionnement du régime de caisse d'émission (« *currency board* »). Le taux d'intérêt est ainsi une variable exogène par rapport aux prix et à la production, la politique monétaire argentine étant largement endogène au régime de change rigide sur la période. La politique monétaire répondant à l'objectif de taux de change, celui-ci sera donc dans notre modèle la variable domestique la plus exogène au sens de la matrice de Choleski. Nous avons également considéré que les prix n'avaient pas d'influence contemporaine sur le taux de change, et ce en raison de l'extrême rigidité du régime de change. La production industrielle apparaît donc *in fine* comme la variable la plus endogène. Cette hypothèse est d'ailleurs cohérente avec la forte volatilité constatée de la production industrielle sur la période considérée.

Au Brésil et en Uruguay, l'accent mis pendant la période sur la stabilité des prix dans un contexte d'ancrage souple, et la relative rigidité des prix dans des pays à longue tradition d'indexation (voir sur le Brésil Sand-Zantman et Trotignon, 2002) ; et sur l'Uruguay Clavijo et alii, 2005), nous conduit à placer le niveau des prix comme la variable la plus exogène des variables domestiques. Elle exerce une influence contemporaine sur le taux d'intérêt, dans le cadre de la politique monétaire ciblant la stabilité des prix, et le niveau du taux de change nominal. À nouveau, la production industrielle apparaît comme la variable la plus endogène.

10. Voir par exemple Edwards (1984) et Cline et Barnes (1997).

11. Voir en ce sens Fernández-Arias et Panizza (2001) ; González-Rozada et Levy-Yeyati (2005).

1.2. Le modèle

Deux modèles VAR en différence première du logarithme des variables (à l'exception du taux d'intérêt et de l'EMBI) ont été estimés pour chacun des trois pays. Un de nos objectifs est en effet de voir si les chocs sur l'EMBI produisent des fluctuations similaires ou différentes de celles provoquées par les chocs sur le taux d'intérêt américain. Comme le soulignent Borensztein *et alii* (2001), il n'y a *a priori* aucune raison de considérer que les deux chocs ont les mêmes effets. Ainsi, par exemple, les chocs sur l'EMBI tendent à être de plus grande ampleur et davantage sensibles à l'effet de contagion. En outre, les chocs sur l'EMBI étant plus fréquemment accompagnés d'un arrêt brutal des entrées de capitaux, ils peuvent induire non seulement des effets macro-économiques plus importants, mais aussi des réactions plus fortes des autorités des pays considérés¹².

Le nombre de retards a été choisi à partir des critères et des tests habituels à l'aide du logiciel EvIEWS¹³. Toutefois, il faut se rappeler que l'estimation d'un modèle VAR conduit trop fréquemment à sa sur-paramétrisation (en raison du grand nombre de variables explicatives). En outre, les modèles VAR étant des formes réduites dynamiques et les variables explicatives — observations retardées des variables endogènes — relativement colinéaires, la signification des coefficients et la robustesse des tests de significativité sont assez limitées. En résumé, des modèles sur-paramétrés ont de faibles qualités prévisionnelles. En conséquence, lorsque les critères d'optimisation (critère de Schwarz ou d'Akaike...) divergeaient quant à la détermination des retards à prendre en compte, nous avons choisi le nombre le plus faible (principe de « parcimonie »). Une approche Bayésienne (BVAR) nous aurait certes permis de conserver un nombre plus élevé de retards, mais au prix de la formulation d'hypothèses probablement contestables (Amisiano et Giannini, 1997). Cela nous a finalement conduit à adopter un seul retard dans l'ensemble de nos VARs. Les formes réduites des modèles pays avec constante et variables indicatrices respectives sont :

12. Parrado (2001) a ainsi montré que le choc sur l'EMBI du Chili a des effets plus importants sur les variables chiliennes que le choc sur le taux d'intérêt américain.

13. Nous avons ainsi utilisé les critères d'Akaike, de Schwarz, de Hannan-Quinn et du ratio de vraisemblance. Nous avons aussi procédé aux tests d'exogénéité de Wald. Les résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

pour l'Argentine :

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln_I_IPI(t) \\ EMBI(t) \text{ ou } US_R \\ \Delta \ln_A_En(t) \\ A_R(t) \\ \Delta \ln_A_CPI(t) \\ \Delta \ln_A_IPI(t) \end{pmatrix} = \text{vec}(DUM_A) + \begin{pmatrix} C_{I_IPI} \\ C_{EMBI \text{ ou } C_{US_R}} \\ C_{En} \\ C_{A_R} \\ C_{A_CPI} \\ C_{A_IPI} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} C_{(1,1)} & & & & & \\ & C_{(i,j)} & & & & \\ & & C_{(1,6)} & & & \\ & & & C_{(6,6)} & & \\ & & & & C_{(6,1)} & \\ & & & & & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln_I_IPI(t-1) \\ EMBI(t-1) \text{ ou } US_R(t-1) \\ \Delta \ln_A_En(t-1) \\ A_R(t-1) \\ \Delta \ln_A_CPI(t-1) \\ \Delta \ln_A_IPI(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{I_IPI} \\ e_{EMBI \text{ ou } e_{US_R}} \\ e_{En} \\ e_{A_R} \\ e_{A_CPI} \\ e_{A_IPI} \end{pmatrix}$$

pour le Brésil :

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln_I_IPI(t) \\ EMBI(t) \text{ ou } US_R \\ \Delta \ln_B_CPI(t) \\ B_R(t) \\ \ln_B_En(t) \\ \Delta \ln_B_IPI(t) \end{pmatrix} = \text{vec}(DUM_B) \times \text{vec}(1+t) + \begin{pmatrix} C_{I_IPI} \\ C_{EMBI \text{ ou } C_{US_R}} \\ C_{B_En} \\ C_{B_R} \\ C_{B_CPI} \\ C_{B_IPI} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} C_{(1,1)} & & & & & \\ & C_{(i,j)} & & & & \\ & & C_{(1,6)} & & & \\ & & & C_{(6,6)} & & \\ & & & & C_{(6,1)} & \\ & & & & & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln_I_IPI(t-1) \\ EMBI(t-1) \text{ ou } US_R(t-1) \\ \Delta \ln_A_En(t-1) \\ A_R(t-1) \\ \Delta \ln_A_CPI(t-1) \\ \Delta \ln_A_IPI(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{I_IPI} \\ e_{EMBI \text{ ou } e_{US_R}} \\ e_{En} \\ e_{A_R} \\ e_{A_CPI} \\ e_{A_IPI} \end{pmatrix}$$

et enfin pour l'Uruguay :

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln_I_IPI(t) \\ EMBI(t) \text{ ou } US_R \\ \Delta \ln_U_CPI(t) \\ U_R(t) \\ \ln_U_En(t) \\ \Delta \ln_U_IPI(t) \end{pmatrix} = \text{vec}(DUM_U + t) + \begin{pmatrix} C_{IPI} \\ C_{EMBI \text{ ou } C_{US_R}} \\ C_{En} \\ C_{A_R} \\ C_{A_CPI} \\ C_{A_IPI} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} C_{(1,1)} & & & & & \\ & C_{(i,j)} & & & & \\ & & C_{(1,6)} & & & \\ & & & C_{(6,6)} & & \\ & & & & C_{(6,1)} & \\ & & & & & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln_I_IPI(t-1) \\ EMBI(t-1) \text{ ou } US_R(t-1) \\ \Delta \ln_A_En(t-1) \\ A_R(t-1) \\ \Delta \ln_A_CPI(t-1) \\ \Delta \ln_A_IPI(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{I_IPI} \\ e_{EMBI \text{ ou } e_{US_R}} \\ e_{En} \\ e_{A_R} \\ e_{A_CPI} \\ e_{A_IPI} \end{pmatrix}$$

Certains chocs ayant affecté les pays et de la présence d'une tendance déterministe¹⁴ — avant la réussite du plan Real pour le Brésil, et pour toute la période pour l'Uruguay — nous avons ajouté un certain nombre de variables *indicatrices*. Ainsi :

DUM_A désigne le premier semestre de l'année 2002 pour l'Argentine en raison de l'effondrement de la caisse d'émission;

DUM_B désigne la période qui précède la création du Real à la fin du programme de stabilisation anti-inflationniste (troisième trimestre 1994) pour le Brésil;

DUM_U enfin désigne la totalité de l'année 2002 pour l'Uruguay : bien que le pays soit affecté par une profonde crise économique et politique de 1999 à 2002, c'est au cours de cette dernière année — marquée par des incertitudes électorales et la montée des forces de gauche dans les sondages — que nos variables semblent le plus affectées.

Ces trois pays ont non seulement adopté des régimes de change différents, mais que ceux-ci ont évolué au cours de la période d'étude. Les principaux changements ont été les suivants :

- entre 1991 et 2001, l'Argentine a adopté une caisse d'émission puis après cette période un régime de flottement indépendant. Dans ce qui suit, la caisse d'émission est considérée comme de l'ancrage dur;
- sur la plus grande partie de la période, *i.e.* entre 1991 et 1997, le Brésil a adopté un système de parités glissantes. Lors de la mise en place du Plan Real en 1994, le Brésil a momentanément recouru à un système de flottement étroitement contrôlé. En 1998, les autorités ont substitué à ce système un régime de bandes glissantes, puis à partir de 1999 un système de flottement indépendant avec cible d'inflation. Ainsi, sur la période 1991-1998, le Brésil a-t-il eu un régime de change intermédiaire;
- entre 1991 et 2001, l'Uruguay a choisi un régime de change intermédiaire fondé sur des bandes glissantes. En juin 2002, un régime de flottement a été adopté.

Le cadre étant posé, nous proposons maintenant de mesurer l'impact de la variation d'une « innovation » sur les variables (ce que l'on désigne comme « fonction de réponse impulsionnelle ») et d'en analyser les résultats, conjointement avec ceux de l'analyse de la décomposition de variance¹⁵.

14. L'ajout d'une tendance déterministe avant le Plan Real pour le Brésil et pour toute la période pour l'Uruguay améliore sensiblement l'estimation des équations pour les variables nominales. Cette procédure permet de capter les dérives inflationnistes qui marquent ces périodes.

15. Cet exercice vise à évaluer, en pourcentage, la contribution de chaque innovation à la variance totale de l'erreur de prévision. La décomposition de la variance livre en outre une indication sur la structure de la causalité : si un choc orthogonal identifiable à une variable « *x* » affecte de manière significative la variance de l'erreur de prévision d'une variable « *y* », cette dernière peut être considérée comme endogène. Sinon, « *y* » sera considérée comme relativement exogène.

Les résultats (présentés en Annexes II et III) sont conditionnés par l'ordre des variables dans la décomposition de Choleski. Nous nous sommes donc livrés à un test de sensibilité relativement à l'ordre des variables dans la matrice récursive : les résultats ne changent pas de manière significative pour les décompositions les plus vraisemblables.

1.3. Résultats

Comme expliqué précédemment, nous avons simulé un choc réel extérieur (sur l'indice de production industrielle des pays industrialisés), un choc financier international, un choc de politique monétaire domestique, un choc nominal domestique et un choc réel domestique. Seuls les chocs ayant des effets significatifs seront commentés ci-dessous.

Réponses des variables domestiques à un choc sur l'indice de la production industrielle des nations industrialisées (I_IPI)

Dans les trois pays, un accroissement de la production industrielle dans les pays développés a un effet d'entraînement sur les productions industrielles domestiques. Il apparaît donc bien une influence de la conjoncture des pays industrialisés. L'analyse de la variance des IPI domestiques (présentée en annexe II) montre que cette influence est particulièrement importante en Argentine : au bout de 6 périodes, les chocs sur l'I_IPI expliquent entre 9 et 13 % de la variance de l'IPI argentin. On n'observe une telle influence ni pour le Brésil qui est une économie plus fermée, ni pour l'Uruguay qui est plus sensible à la seule conjoncture américaine. La comparaison pour chaque pays des résultats du modèle EMBI avec ceux du modèle US_R montre que l'effet de l'I_IPI est plus puissant dans le premier cas. Cela peut s'expliquer par l'impact positif sur la prime de risque des marchés émergents d'une amélioration de la conjoncture dans les pays développés.

En outre, les taux d'intérêt domestiques réagissent différemment au choc selon que le pays a un régime de change intermédiaire ou un ancrage dur. Ainsi, au Brésil, le choc sur I_IPI induit une forte hausse du taux d'intérêt au cours des deux premières périodes (T1 et T2), hausse suivie par un lent réajustement à la baisse vers l'équilibre initial. En Argentine, on observe une trajectoire différente : le taux d'intérêt baisse sur les deux premiers trimestres.

Les réactions asymétriques des taux d'intérêt peuvent s'interpréter comme la conséquence du régime de change sur les anticipations d'inflation. Plus précisément, la caisse d'émission argentine ancre plus fortement les anticipations de prix. Pour ces deux pays (l'Argentine et le Brésil), les chocs sur l'I_IPI expliquent plus de 10 % de la variance des taux d'intérêt domestiques. L'effet est particulièrement important en Argentine avec un effet de persistance : la part expliquée par l'I_IPI augmente avec le nombre de périodes.

Réponses des variables domestiques au choc financier international : comparaison des effets de l'EMBI et du taux d'intérêt américain

En Argentine, les chocs sur l'EMBI ont des effets observables plus importants sur les variables domestiques que les chocs sur le taux américain : les fluctuations engendrées par le pur choc financier international sont systématiquement plus importantes. Cette vulnérabilité particulièrement importante de l'Argentine à un choc sur EMBI repose sur deux explications complémentaires. D'une part, au cours de la période étudiée, l'Argentine a été l'un des principaux pays emprunteurs sur les marchés financiers internationaux. Elle a d'abord bénéficié de conditions financières très avantageuses avant de subir à partir de la fin des années 1990 une très forte prime de risque. L'Argentine a subi un arrêt brutal des entrées de capitaux (les fameux « *sudden stop* » de la littérature récente sur les crises de paiement) dont la principale conséquence a été la forte contraction de la production (Calvo et alii, 2003). D'autre part, le régime de *currency board* limite la capacité des autorités à réagir face à ces chocs, ce qui induit de fortes fluctuations domestiques. Ainsi, alors que dans un pays à change flottant on doit s'attendre à ce que la hausse de l'EMBI s'accompagne d'une dépréciation de la monnaie domestique, dans le cas argentin, ce sont le niveau des prix à la consommation et la production industrielle qui subissent le plus fort impact, avec un effet de contraction traditionnel. Les effets du taux d'intérêt américain sur ces deux variables sont de très court terme, confirmant ainsi la plus grande vulnérabilité de cette économie aux chocs sur l'EMBI.

Les deux pays à régime de change intermédiaire (Brésil et Uruguay) ont des réponses différentes de celles de l'Argentine. Ni les réponses aux chocs, ni les décompositions de variance ne permettent de diagnostiquer une influence significative du choc financier international sur les variables prix, production et taux d'intérêt. *A contrario*, pour le Brésil et pour l'Uruguay, le taux de change est influencé par ce choc. Conformément aux prédictions, on observe une dépréciation de la monnaie domestique. En outre, le taux de change uruguayen réagit davantage au choc sur le taux d'intérêt américain, confirmant la plus grande sensibilité de ce pays à la conjoncture américaine. En bref, au Brésil et en Uruguay le régime de change intermédiaire permet au taux de change de servir de variable d'ajustement face au choc financier international. Cela peut expliquer l'absence de réponses significatives des autres variables domestiques.

Réponses des variables domestiques à un choc réel domestique

Le choc réel fait ici référence à l'indice de la production industrielle (IPI) propre à chaque pays. Quel que soit le modèle — avec EMBI ou US_R, — et quel que soit le pays, les chocs sur l'IPI ne produisent aucune réponse significative de la part des autres variables. Les décompositions de variance confirment ce résultat : aucune variable

domestique n'a sa variance en partie expliquée par des innovations sur l'IPI. Ce résultat confirme l'intuition qui a guidé la construction de nos VAR semi-structurels : sur la période considérée et pour les trois pays, la production industrielle est une variable d'ajustement. Elle est ainsi davantage la résultante du comportement des autres variables qu'une variable exerçant une influence sur les autres. Ceci apparaît soit dans le cas d'un objectif de taux de change extrêmement rigide, cas du *currency board* argentin, soit dans le cadre d'une politique économique largement assujettie à la lutte contre l'inflation *via* un régime de change intermédiaire et une politique monétaire non volontariste (cas du Brésil et de l'Uruguay).

Réponses des variables domestiques à un choc nominal domestique

Le choc nominal fait ici référence à l'indice des prix à la consommation (CPI) propre à chaque pays. Ce choc permet nettement de discriminer à la fois entre le pays à ancrage dur et les pays à régimes intermédiaires et entre ces derniers.

En Argentine, non seulement le choc sur A_CPI est de courte durée, mais il n'engendre aucune réponse significative des autres variables domestiques. Les décompositions de variance des variables domestiques montrent que les innovations sur A_CPI n'expliquent que la variance de cette variable, et ce quel que soit l'horizon considéré. Cette absence de réaction aux chocs sur les prix peut être expliquée par l'effet d'ancrage des anticipations d'inflation dû à la caisse d'émission.

Dans les pays à régimes de change intermédiaires, les anticipations d'inflation sont ancrées de manière plus imparfaites, ce qui explique que pour le Brésil et l'Uruguay les chocs de prix ont des effets plus significatifs sur les fluctuations des variables domestiques. Au Brésil, le choc de prix est de courte durée, inférieure à deux trimestres, alors qu'il est important et persistant en Uruguay, suggérant des rigidités nominales dans ce dernier pays. Dans les deux pays, le choc sur les prix est suivi d'une récession (baisse de l'IPI domestique) suggérant que la hausse de l'inflation engendre des anticipations pessimistes dans les économies concernées. Après un trimestre, on note dans les deux pays un rebond de l'activité; mais si celle-ci se stabilise au Brésil, des oscillations durables sont perceptibles en Uruguay. C'est une conséquence des rigidités nominales soulignées plus haut. Dans les deux pays, le taux d'intérêt augmente à la suite du choc sur les prix avec un lent retour à l'équilibre pour l'Uruguay. De même, le choc sur les prix est suivi d'une courte dépréciation de la monnaie au Brésil et d'une dépréciation plus longue pour la monnaie uruguayenne. Pour les deux pays, les innovations sur les prix expliquent une part significative de la variance du taux de change. Les liens entre prix et taux de change suggèrent que les deux pays ont probablement cherché à avoir un objectif de taux de change réel sur la période, l'effet étant particulièrement marqué pour l'Uruguay en tant que petite économie ouverte.

Réponses des variables domestiques à un choc de politique monétaire domestique

Ce choc fait référence à une hausse du taux d'intérêt du marché monétaire propre à chaque pays. Le comportement de cette variable est très différent selon le degré de rigidité du régime de change. Ainsi, il est de très courte durée en Argentine (à peine un trimestre) alors qu'il dure 4 trimestres (Brésil) ou plus (Uruguay) pour les deux pays à régimes intermédiaires. On a ainsi une persistance du choc monétaire plus importante dans la seconde catégorie de pays. Deux interprétations sont possibles :

- une crédibilité insuffisante de la politique monétaire avec un régime intermédiaire qui ancre imparfaitement les anticipations d'inflation des agents privés;
- ou une réactivité plus forte de la politique monétaire grâce à un ancrage souple.

L'analyse des réponses des autres variables domestiques ainsi que les décompositions de variances conduisent à privilégier la première hypothèse : même dans ces pays à ancrage souple, la politique monétaire a fait preuve d'une réactivité limitée caractéristique d'un comportement du type « peur du flottement » (Calvo et Reinhart, 2002). Autrement dit, les autorités utilisent avec prudence les marges de manœuvre en terme de comportement discrétionnaire lié à un régime de change plus souple que la caisse d'émission.

Dans les trois pays, la production diminue à la suite du choc, ce qui est conforme aux prédictions relatives aux effets d'une contraction monétaire. En Argentine et au Brésil, la réponse de la production est de courte durée (2 trimestres environ). Elle est beaucoup plus longue en Uruguay. Cependant, l'analyse de la décomposition de variance de l'IPI dans les trois pays montre que les innovations sur le taux d'intérêt ne sont significatives que pour l'Argentine, et ce à un seuil relativement faible de 10 %.

Les réponses des prix à la consommation sont contrastées entre les trois pays étudiés. Aucun puzzle de prix n'apparaît en Uruguay et en Argentine : la hausse du taux d'intérêt y a les effets désinflationnistes prévus. Au Brésil, la hausse du taux d'intérêt provoque par contre une poussée inflationniste très forte à l'impact avec un retour à l'équilibre après 5 trimestres. Ces mouvements des prix peuvent être interprétés comme un effet Cavallo-Patman (pour lequel une augmentation du taux d'intérêt accroît les charges d'intérêts, donc les coûts de production, conduisant ainsi à une pression inflationniste : voir Taylor, 1981). La variance des prix à la consommation au Brésil est très significativement expliquée par les innovations sur les taux d'intérêt : 31 % en période 2 et 38-39 % après la période 6. La montée des taux d'intérêt au Brésil peut s'interpréter comme le signe d'une perte de crédibilité dans un

contexte de forte incertitude marquée par de l'inflation : de ce point de vue, le taux d'intérêt est d'abord le signe d'une présence de l'inflation avant d'être une réponse à la pression inflationniste (Favero et Giavazzi, 2002).

Les taux de change argentins et uruguayens réagissent peu et à très court terme (un trimestre) au choc sur le taux d'intérêt. *A contrario*, le taux de change du Brésil réagit durablement (sur 4 trimestres environ). Il est possible d'interpréter ce mouvement comme une insuffisance de crédibilité des autorités monétaires. En outre, on observe un mécanisme de sur-réaction (appréciation à l'impact puis forte dépréciation) conforme à la théorie économique. L'analyse de la décomposition de variance des taux de change confirme l'importance du taux d'intérêt sur la valeur externe de la monnaie. Les innovations sur le taux domestique n'expliquent une part significative de la variance du taux de change que dans le cas brésilien, selon une proportion variable selon que le modèle estimé est avec EMBI ou US_R : 18 % ou 16 % en période 2 respectivement; 22 % ou 19 % après la période 6.

Réponses des variables domestiques à un choc sur le taux de change

Dans les trois pays, le choc du taux de change est rapidement corrigé. Cependant, si pour l'Argentine et l'Uruguay, le retour à l'équilibre apparaît dès le premier trimestre, il faut attendre le sixième trimestre pour le Brésil. Entre les trimestres 2 et 6, la monnaie domestique s'apprécie corrigeant ainsi la dépréciation initiale.

L'IPI brésilien réagit très peu au choc sur le taux de change. En tant qu'économie relativement fermée et peu dollarisée, ce résultat est conforme à ce que l'on doit attendre. La décomposition de la variance des variables domestiques montre d'ailleurs que les innovations du taux de change n'expliquent aucune autre variable qu'elle-même. En Argentine et en Uruguay, le choc de taux de change est suivi par une baisse de la production soit immédiatement (Argentine), soit après un trimestre (Uruguay). Dans les deux cas, la réponse peut être expliquée par la dollarisation de l'économie qui produit un « effet bilan » (« *balance sheet* ») négatif. La réaction de l'IPI est plus marquée en Argentine, en partie en raison de la dollarisation de la dette externe¹⁶. Les innovations sur le taux de change argentin expliquent une part significative de la variance de l'IPI dès la première période.

La réponse des prix suggère que l'effet *pass-through* est soit absent (Argentine et Uruguay), soit très faible (Brésil). Ce résultat est conforme

16. En reprenant les distinctions établies par Reinhart et *alii* (2003), l'Argentine et le Brésil ont une dollarisation de type I, dans laquelle des dollarisations domestique et externe coexistent, alors que l'Uruguay a une dollarisation de type II, c'est-à-dire essentiellement domestique, le secteur privé ayant une dette externe en devises relativement faible. Les trois pays ont aussi des degrés de dollarisation assez différents : élevé pour l'Argentine (20 sur une échelle de 30) et l'Uruguay (21) ; moyen pour le Brésil (7).

à d'autres études qui ont souligné une baisse de l'intensité de la transmission des variations de change aux variations de prix dans les marchés émergents (Larrain et Velasco, 2001).

Au Brésil et en Uruguay, les réponses des taux d'intérêt aux chocs sur le taux de change sont de faible ampleur et peu significatives, ce que confirment les décompositions de variance. En Argentine — et ce conformément aux effets d'un régime de change rigide — le taux d'intérêt réagit fortement à l'impact du choc dans le sens de la hausse sur deux trimestres, avant de retourner à l'équilibre au troisième. On peut donc en déduire une réponse courte mais rigoureuse des autorités.

Les résultats issus de nos VAR semi-structurels montrent que nos trois pays ne réagissent pas de la même manière à des chocs identiques. Il apparaît aussi que les pays à régimes de change intermédiaires semblent plus sensibles aux chocs nominaux que l'Argentine. Pour cette dernière, les chocs financiers internationaux provoquent d'importantes perturbations des variables macroéconomiques. Autrement dit, les régimes de change différents semblent empêcher toute convergence des politiques économiques. Toutefois, les pays à régimes intermédiaires partagent avec l'Argentine un activisme monétaire limité caractéristique d'une « peur du flottement ».

2. Identification des composantes communes et spécifiques des chocs : un modèle espace-état

La procédure d'identification des chocs « structurels » dans les VAR, qu'elle passe par une simple procédure de triangulation « à la Choleski » à partir d'une hypothèse d'exogénéité *ad hoc* sur les variables (comme dans la section précédente), ou par une décomposition « à la Blanchard et Quah (1989) » de type « nouvelle synthèse » (opposant chocs de demande n'ayant pas d'effets réels à long terme aux chocs offre) ne permet pas de dissocier les chocs entre composantes commune et spécifique à chaque pays. Or, il s'agit là d'un élément important pour apprécier la pertinence d'une zone monétaire. Ainsi, de fortes composantes spécifiques impliquent *a priori* d'importants ajustements des taux de change : une union monétaire serait dans ce cas extrêmement coûteuse. Ce poids peut en outre signifier des réactions différentes des économies aux chocs étant donné que nous prenons en compte dans notre modèle des variables de politique économique.

Afin d'identifier les parts communes et spécifiques des différents chocs structurels (chocs de politique économique inclus), une décomposition en deux composantes inobservables à partir d'un filtre de Kalman est utilisée ici (Harvey, 1990 ; Kim et Nelson, 1999). Nous nous

inspirons de la démarche suivie par Bosco N'Goma (2000) pour les pays de la zone CFA, à la suite des travaux de Chamie et alii (1994) pour l'Europe et les États-Unis et de Lalond et St-Amant (1993) pour la zone ALENA.

2.1. Méthodologie

Comme le rappellent Lemoine et Pelgrin (2003), les modèles espace-état distinguent les variables observées (le signal) et les variables cachées (l'état interne). Ils sont constitués :

- d'une ou plusieurs équation(s) de mesure décrivant la manière dont les variables observées sont générées par les variables cachées et les résidus;
- d'une ou plusieurs équation(s) de transitions décrivant la manière dont les variables cachées sont générées à partir de leur retard et d'innovations.

Nous cherchons ici à décomposer les chocs affectant les trois partenaires du Mercosur (ou les pays pris deux à deux) en deux composantes inobservables : une composante commune aux trois pays (ou à deux des trois pays) et une composante spécifique à chaque pays.

En notant :

- les trois pays $i = A, B$ et U respectivement pour l'Argentine, le Brésil et l'Uruguay;
- les chocs réels ou nominaux $\varepsilon_{i,j,t}$, en la date « t », avec $j = IPI, CPI, En, R$;
- les composantes communes $\{n_{C,j,t}\}$;
- les composantes spécifiques $\{n_{i,j,t}\}$;
- la part des composantes commune dans les chocs $\varepsilon_{i,j,t}$: $\alpha_{i,j}$ et des composantes spécifiques $(1 - \alpha_{i,j})$;
- la décomposition peut se résumer à l'estimation des paramètres $\alpha_{i,j}$ et des chroniques $\{n_{C,j,t}\}$ et $\{n_{i,j,t}\}$.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{A-j,t} \\ \varepsilon_{B-j,t} \\ \varepsilon_{U-j,t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{A-j} & (1-\alpha_{A-j}) & 0 & 0 \\ \alpha_{B-j} & 0 & (1-\alpha_{B-j}) & 0 \\ \alpha_{U-j} & 0 & 0 & (1-\alpha_{U-j}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{C-j,t} \\ n_{A-j,t} \\ n_{B-j,t} \\ n_{U-j,t} \end{bmatrix}$$

Dans notre modèle « espace-état ¹⁷ », ce bloc constitue le système d'équations « de mesure » où les chocs structurels (ici variables dépendantes) du modèle résultent, rappelons-le, de la décomposition des résidus d'estimation de la forme réduite du VAR.

Pour estimer les paramètres $\alpha_{i,j}$ et les chroniques $n_{C,j,t}$ et $n_{i,j,t}$, la procédure va consister à ajouter un second système d'équations dites « de transition ». Ce dernier bloc spécifie le comportement dynamique des différentes composantes inobservables du modèle.

Concernant la dynamique des variables d'état, nous supposons un modèle invariant puisque les chocs structurels ne sont pas auto-corrélés. Nous admettrons que les composantes communes et spécifiques sont des bruits blancs. Dans une grande partie des logiciels, et en particulier ceux que nous utilisons ici ¹⁸, les innovations structurelles $\varepsilon_{i,j,t}$ sont générées et normalisées en supposant des variances unitaires. Cette normalisation permet de comparer plus aisément des chocs structurels relatifs à une variable spécifique et générés à partir des résidus des VARs réduits nationaux estimés séparément. Nous normalisons également les composantes inobservables en imposant également une variance unitaire. Ces hypothèses déterminent la trajectoire des composantes puisqu'elles précisent la distribution de ces variables stochastiques : elles expriment ainsi les équations de transition.

$$\Omega = \begin{bmatrix} \text{Var}(n_{C_j,t}) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \text{Var}(n_{A_j,t}) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \text{Var}(n_{B_j,t}) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \text{Var}(n_{U_j,t}) \end{bmatrix}$$

$$\begin{cases} \text{Var}(n_{C_j,t}) = 1 \\ \text{Var}(n_{A_j,t}) = 1 \\ \text{Var}(n_{B_j,t}) = 1 \\ \text{Var}(n_{U_j,t}) = 1 \end{cases}$$

Enfin, l'estimation doit être « calée » sur la série représentative des chocs de l'un des pays qui sera pris comme choc de référence. Nous choisissons l'Argentine comme « pays de référence » et proposons l'initialisation $\alpha_{i,j} = 1$ au démarrage des procédures itératives d'estimation. L'algorithme itératif que constitue le filtre de Kalman permettra de déterminer s'il existe une combinaison linéaire de chocs communs et spécifiques permettant de décomposer nos chocs et estimera la part de la composante commune dans chaque chronique nationale.

17. Ces modèles sont aussi parfois appelés « état-mesure ».

18. Soit Eviews 5 et Rats 6, selon les procédures et les algorithmes de résolution souhaités.

2.2. Résultats

Les résultats issus des trois modèles EMBI ne révèlent pas de composante commune aux trois pays pour aucun des chocs domestiques analysés.

La procédure révèle cependant des composantes communes pour certaines variables par couples de pays. Ainsi, la trajectoire des chocs inflationnistes brésilien et argentin possède une composante commune significative de l'ordre de 9 % en utilisant le modèle incorporant l'EMBI. Cette composante dans le modèle US_R ne franchit pas la barre de significativité des 10 %. L'estimation donne cependant un même ordre de grandeur.

CPI_MB_AB	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.992180	0.068671	14.44830	0.0000
C(2)	0.088781	0.036808	2.412014	0.0159

On trouve une composante commune du même ordre pour les taux de change nominaux, et ce dans les deux modèles (EMBI et US_R) : compte tenu de la durée du régime de change rigide, cette composante rend compte de la volatilité commune et à peu près simultanée des années 2002-2003.

En_MB_AB	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.992144	0.042701	23.23442	0.0000
C(2)	0.088986	0.037234	2.389951	0.0169

En_USR_AB	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.994325	0.043934	22.63212	0.0000
C(2)	0.075551	0.029155	2.591353	0.0096

Enfin, l'on retrouve cette faible composante commune pour l'IPI des deux économies (autour de 15 % cette fois si l'on fait une moyenne des estimations des deux modèles).

IPI_MB_AB	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.979247	0.049178	19.91226	0.0000
C(2)	0.145616	0.072461	2.009569	0.0445

IPI_R_AB	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.972701	0.053771	18.08983	0.0000
C(2)	0.167561	0.070228	2.385960	0.0170

Manifestement, la volatilité des chocs uruguayens — qui résulte directement de la forte volatilité observables sur les données primaires (Allegret et Sand-Zantman, 2006) — est beaucoup trop élevée pour que ces données révèlent une composante commune avec les deux grands partenaires.

Cependant, les résultats sont légèrement différents pour les chocs de taux d'intérêt. Les deux modèles révèlent une faible composante commune entre le Brésil et l'Uruguay.

R_MB_BU	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	0.993101	0.050234	19.76943	0.0000
C(3)	0.083350	0.041380	2.014267	0.0440

R_USR_BU	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	0.992326	0.048442	20.48503	0.0000
C(3)	0.087946	0.042870	2.051480	0.0402

Enfin, le modèle EMBI — mais lui seul — met en évidence une faible composante commune entre les chocs monétaires argentins et uruguayens.

R_USR_AU	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.992901	0.041792	23.75830	0.0000
C(3)	0.084570	0.048152	1.756317	0.0790

On peut donc en déduire pour l'Uruguay l'existence d'une composante commune avec chacun des deux partenaires, sans que pour autant, elle soit commune aux trois pays : le plus probable est que ces composantes communes prises deux à deux couvrent des périodes différentes, la convergence, faible au demeurant, étant de toute manière temporaire.

En résumé, il est difficile de dégager une convergence macroéconomique significative de nos trois économies (à la fois en terme de poids relatif et de significativité statistique). Qu'il y ait une certaine interaction entre elles, et en particulier entre le Brésil et l'Argentine — dont les échanges avaient fortement progressé, à la suite de la signature du traité d'Asunción avant de s'effondrer après la crise de change brésilienne puis argentine — n'est pas absurde. Les résultats obtenus ont ainsi une pertinence certaine. Que cette composante commune ne soit pas partagée par l'Uruguay n'est pas non plus inexplicable compte tenu de l'instabilité tout à fait exceptionnelle de ce pays pendant la période.

En définitive cependant, si ces pays subissent bien des chocs en partie communs — liés à la conjoncture régionale ou mondiale, ou au fonctionnement du marché des capitaux — les réactions de politique économique de ces pays sont tout à fait spécifiques.

3. Conclusion

Les résultats convergent pour indiquer que les pays du Mercosur ne sont pas prêts à former une union monétaire. En premier lieu, les VAR semi-structurels domestiques confirment la faible convergence des politiques économiques entre ces pays. En particulier, les chocs nominaux conduisent à des ajustements qui diffèrent très sensiblement. En deuxième lieu, le modèle espace-état montre la faible composante commune des chocs, et en tout premier lieu des chocs de politique économique domestiques (ici les politiques monétaire et cambiaire). Cela confirme notre hypothèse d'une faible corrélation des politiques économiques au sein de la zone. En troisième lieu, l'intégration de la variable EMBI montre que les pays de la zone réagissent différemment à un choc commun, et ce essentiellement en raison de régimes de change différents.

Les résultats obtenus sont ainsi dans la lignée de la littérature sur les unions monétaires en Amérique latine et plus généralement sur les effets des régimes de change sur les ajustements face aux chocs. Il convient de souligner que ces résultats ont été obtenus à partir de modèles VAR plus riches que ceux employés dans la majorité des études.

Cependant, il faut interpréter avec prudence les résultats obtenus ici. Si la prise en compte de l'EMBI a permis de mieux appréhender l'impact des chocs financiers internationaux sur la faisabilité d'une union monétaire, les conséquences macroéconomiques domestiques de ces chocs sont encore imparfaitement analysées. Il faudra donc approfondir cette étude en ajoutant à nos variables (ou en substituant à certaines d'entre elles) la balance commerciale (ou le compte courant) et/ou l'évolution des réserves de change, afin de tester l'impact d'une contraction brutale des variations de capitaux sur le solde de la balance commerciale et ensuite sur la production.

Références bibliographiques

- AHMED S., 2003 : « Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes », *Journal of Development Economics*, Vol. 72, n° 1, p. 181-202.
- ALESINA A. et R.J. BARRO, 2002 : « Currency unions », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, n° 2, p. 409-436.
- ALESINA A., R.J. BARRO et S. TENREYRO, 2003 : « Optimal currency areas », in M. Gertler et K. Rogoff (eds), *NBER Macroeconomic Annual 2002*, The MIT Press, Cambridge, Mass.
- ALLEGRET J.P. et A. SAND-ZANTMAN, 2006 : « Disentangling business cycles and macroeconomic policy in Mercosur : a VAR and unobserved components model approaches », *Conférence New developments in macroeconomic modelling and growth dynamics*, 7-9 septembre, Université de Algrave, Portugal ; *Document de travail de l'OFCE*, n° 2006-15.
- ALLEN P.G. et R. FILDES, 2004 : « Levels, differences, and ECM: principal for improved economic forecasting », *Working Paper n° 2004-2*, University of Massachusetts Amherst.
- AMISIANO G. et C. GIANNINI, 1997 : *Topics in structural VAR Econometrics*, 2nd Ed., Springer-Verlag.
- BERG A., E. BORENSZTEIN et P. MAURO, 2002 : « An evaluation of monetary regime options for Latin America », *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 13, 2, p. 213-235.
- BLANCHARD O. et D. QUAH, 1989 : « The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances », *American Economic Review*, Vol. 79, n° 4, p.655-673.
- BORENSZTEIN E., J. ZETTELMEYER et T. PHILIPPON, 2001 : « Monetary independence in emerging markets : does the exchange rate regime make a difference ? », *IMF Working Paper*, WP/01/1, janvier.
- BOSCO N'GOMA J.M., 2000 : « Analyse des chocs d'offre et de demande dans la zone CFA : une méthode structurelle d'autorégression vectorielle », *Cahier n° 13-2000*, CRDE, Université de Montréal.
- BRUNER F.A et R. RIGOBON, 2004 : « Why are capital flows so much volatile in emerging than in developed countries ? », 8^e Conférence annuelle de la Banque centrale du Chili, External financial vulnerability and prevention policies, août.
- CALVO G.A., 2005 : « Crises in emerging market economies : a global perspective », *NBER Working Paper Series*, n° 11305, avril.

- CALVO G.A., L. LEIDERMAN et C.M. REINHART, 1993 : « Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America, the role of external factors », *IMF Staff Papers*, Vol. 40, n° 1, p. 108-151.
- CALVO G.A., I. IZQUIRO et E. TALVI, 2003 : « Sudden stops, the real exchange rate, and fiscal sustainability: Argentina's lessons », *NBER Working Paper Series*, n° 9828, juillet.
- CALVO G. et C.M. REINHART, 2002 : « Fear of floating », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, n° 2, p. 379-408.
- CANOVA F., 2005 : « The transmission of US shocks to Latin America », *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, p. 229-251.
- CARRERA J.E., M. FÉLIZ, D. PANIGO et M. SAAVEDRA, 2002 : « How does dollarization affect real volatility ? A general methodology for Latin America », *Mimeo*, avril.
- CHAMIE N., A. DE SERRES et R. LALONDE, 1994 : « Optimum currency areas and shock asymmetry : a comparison of Europe and the United States », *Document de travail*, n° 94-1, Banque du Canada.
- CLAVIJO P.I., J.M. REGULES et J. BOGLIACCINI, 2005 : « Terminios de Intercambio y salario real », *Mimeo UDELAR, XX jornadas anuales de Economía*, Banco Central del Uruguay.
- CLINE W.R. et K.S. BARNES, 1997 : « Spreads and risk in emerging market lending », *Institute for International Finance, Research Paper*, Vol. 97-1, Washington D.C.
- DOAN T.A., 2004 : *Rats Version 6, User's Guide*, Estima.
- EDWARDS S., 1984 : « LDC foreign borrowing and default risk : an empirical investigation », *The American Economic Review*, Vol. 74, p. 726-734.
- EICHENGREEN B., 1998 : « Does Mercosur need a single currency ? », *NBER Working Paper Series*, n° 6821, décembre.
- EICHENGREEN B. et A.M. TAYLOR, 2004 : « The monetary consequences of a free trade area of the Americas », in A. Estevadeordal, D. Rodrik, A.M. Taylor et A. Velasco (eds), *Integrating the Americas : FTAA and beyond*, Harvard University Press.
- FANELLI J. et M. GONZÁLEZ-ROZADA, 2003 : « Business cycle and macro-economic policy coordination in MERCOSUR », *Centro de Investigación en Finanzas, Université Torcuato Di Tella, Document de travail*, n° 16/2003, septembre.
- FAUST J. et E.M. LEEPER, 1997 : « When do long-run identifying restriction give reliable results ? », *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 15, n° 3 p. 345-353.
- FAVERO C., 2001 : *Applied macroeconometrics*, Oxford University Press.

- FAVERO C.A. et F. GIAVAZZI, 2002 : « Why are Brazil's interest rates so high ? », Working Paper, n° 224, juillet, *IGIER-Università Bocconi*, Milan.
- FERNANDEZ-ARIAS E., 1996 : « The new wave of private capital inflows : push or pull ? », *Journal of Development Economics*, Vol. 48, p. 389-418.
- HALLWOOD P., I.W. MARSH et J. SCHEIBE, 2004 : « An assessment of the case for monetary union or official dollarization in Argentina, Brazil, Chile, Uruguay and Venezuela », University of Connecticut, *Department of Economics Working Paper Series*, n° 2004-13, juillet.
- HARVEY A.C., 1990 : *Forecasting. Structural times series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press.
- KARRAS G., 2003 : « The prospect of dollarization : are the Americas an optimum currency area ? », in C. Tsoukis, G.M. Agiomirgianakis et T. Biswas (eds.) *Aspects of Globalisation : Macroeconomic and Capital Market Linkages in the Integrated World Economy*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, p. 183-199.
- KIM C.J. et C.R. NELSON, 1999 : *State space models with regime switching*, The MIT Press.
- LALONDE R. et P. ST-AMANT, 1993 : « Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis », *Document de travail*, n° 93-12, Banque du Canada.
- LARRAIN F.B. et A. VELASCO, 2001 : « Exchange-rate policy in emerging-market economies : the case for floating », *Essays in International Economics*, International Finance Section, Princeton, n° 224.
- LARRAIN F. B. et J. TAVARES, 2003 : « Regional currencies versus dollarization : options for Asia and the Americas », *Policy Reform*, Vol. 6, n° 1, p. 35-49.
- LEMOINE M. et F. PELGRIN, 2003 : « Introduction aux modèles espace-état et au filtre de Kalman », *Revue de l'OFCE*, n° 86, p. 203-229.
- LEVY-YEYATI E.L. et F. STURZENEGGER, 2000, « Is EMU a blueprint for Mercosur ? », *Cuadernos de Economia*, Vol. 37, n° 110, p. 63-99.
- LOAYZA N., H. LOPEZ et A. UBIDE, 1999 : « Sectorial macroeconomic interdependencies : evidence from Latin America, East Asia and Europe », *IMF Working Paper*, WP/99/11, janvier.
- LÜTKEPOHL H. et M. KRÄTZIG (eds), 2004 : *Applied time series econometrics*, Cambridge University Press.
- PARRADO E., 2001 : « Effects of foreign and domestic monetary policy in a small open economy : the case of Chile », *Banque centrale du Chili, Working Papers* n° 108, septembre.

- PERRON P., 1997 : « Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables », *Journal of Econometrics*, Vol. 80, n° 2, p. 355-385.
- RAND J. et F. TARP, 2002 : « Business cycles in developing countries : are they different ? », *World Development*, Vol. 30, n° 12, p. 2071-2088.
- SAND-ZANTMAN A. et J. TROTIGNON, 2002 : « Brésil: l'Héritage de Fernando Henrique Cardoso », *Revue de l'OFCE*, n° 83, octobre, p. 291-324.
- SIMS C.A., 1980 : « Macroeconomics and reality », *Econometrica*, Vol. 48, n° 1, p. 1-48.
- TAYLOR L., 1991 : *Income distribution, inflation and growth : lectures on structuralist macroeconomic theory*, Cambridge : MIT Press.
- URIBE M. et V.Z. YUE, 2006 : « Country spreads and emerging countries : who drives whom ? », *Journal of International Economics*, 69, p. 6-36.

ANNEXE I

Corrélations des résidus des deux modèles pour chaque pays

Argentine

Modèle EMBI

	DLI_IPI	EMBI	DLA_IPI	DLA_CPI	A_R	DLA_EN
DLI_IPI	1,000000					
EMBI	-0,011770	1,000000				
DLA_IPI	0,162367	-0,214967	1,000000			
DLA_CPI	0,073598	-0,070295	0,275767	1,000000		
A_R	-0,258758	0,263431	-0,334864	-0,292683	1,000000	
DLA_EN	0,139414	0,102633	-0,357663	-0,253702	0,061690	1,000000

Modèle US_R

	DLI_IPI	US_R	DLA_IPI	DLA_CPI	A_R	DLA_EN
DLI_IPI	1,000000					
US_R	0,469865	1,000000				
DLA_IPI	0,158983	-0,035093	1,000000			
DLA_CPI	0,077023	0,153316	0,301385	1,000000		
A_R	-0,254209	-0,287601	-0,340868	-0,309577	1,000000	
DLA_EN	0,169507	0,090700	-0,309002	-0,133489	0,018582	1,000000

Brésil

Modèle EMBI

	DLI_IPI	EMBI	DLB_IPI	DLB_CPI	B_R	DLB_EN
DLI_IPI	1,000000					
EMBI	-0,124227	1,000000				
DLB_IPI	0,211992	-0,117485	1,000000			
DLB_CPI	0,008888	0,065573	-0,593936	1,000000		
B_R	0,175577	0,125298	-0,069194	0,083392	1,000000	
DLB_EN	0,014061	0,361806	-0,261877	0,424131	-0,051073	1,000000

Modèle US_R

	DLI_IPI	US_R	DLB_IPI	DLB_CPI	B_R	DLB_EN
DLI_IPI	1,000000					
US_R	0,393320	1,000000				
DLB_IPI	0,190889	0,245067	1,000000			
DLB_CPI	0,012040	-0,142675	-0,608051	1,000000		
B_R	0,193834	0,014200	-0,057353	0,090967	1,000000	
DLB_EN	0,046195	-0,302833	-0,253371	0,441195	-0,059121	1,000000

Uruguay

Modèle EMBI

	DLI_IPI	EMBI	DLU_IPI	DLU_CPI	U_R	DLU_EN
DLI_IPI	1,000000					
EMBI	-0,152621	1,000000				
DLU_IPI	0,078686	-0,068776	1,000000			
DLU_CPI	-0,127314	0,079218	-0,134949	1,000000		
U_R	0,068115	0,095316	-0,075089	0,551850	1,000000	
DLU_EN	-0,139600	0,110233	-0,049260	0,750403	0,560811	1,000000

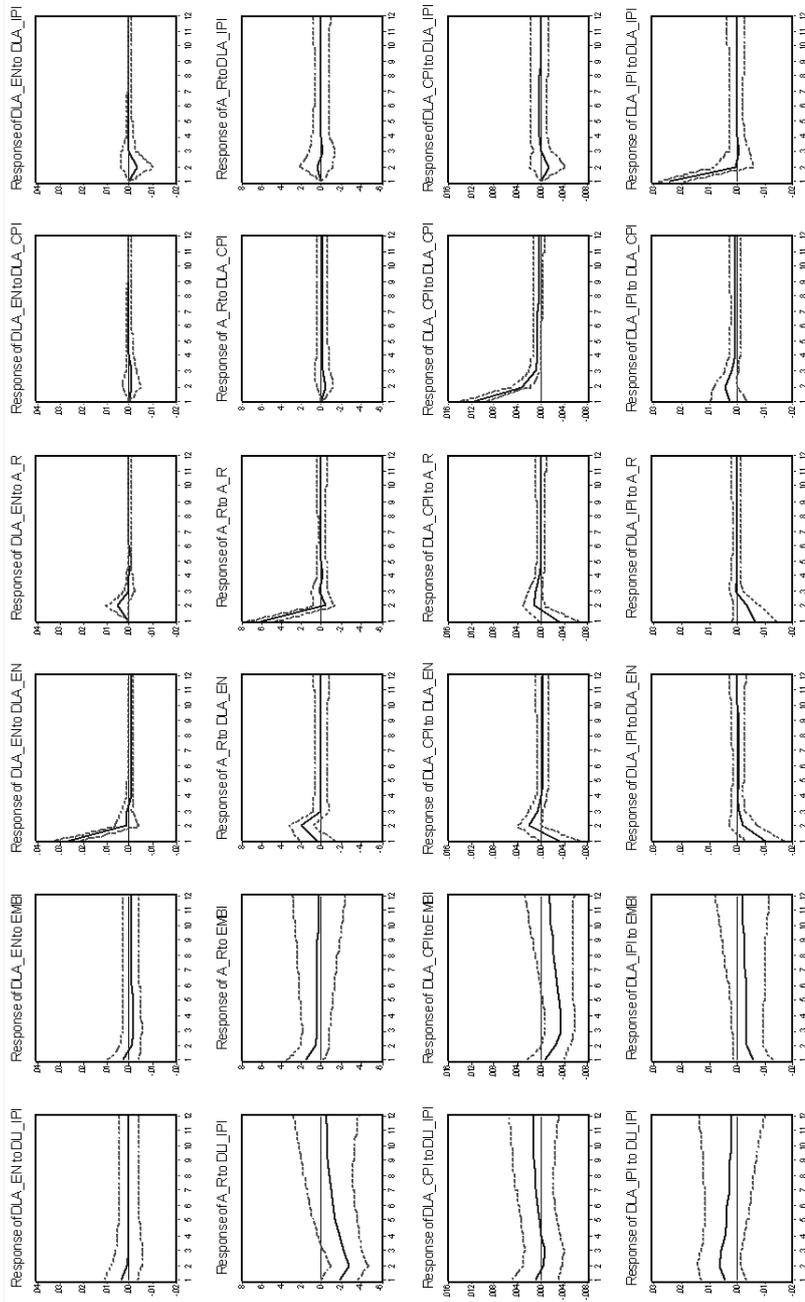
Modèle US_R

	DLI_IPI	US_R	DLU_IPI	DLU_CPI	U_R	DLU_EN
DLI_IPI	1,000000					
US_R	0,419406	1,000000				
DLU_IPI	0,071076	-0,066096	1,000000			
DLU_CPI	-0,171926	-0,115929	-0,140359	1,000000		
U_R	0,045480	0,109905	-0,080640	0,546108	1,000000	
DLU_EN	-0,140571	-0,365084	-0,049572	0,759914	0,564813	1,000000

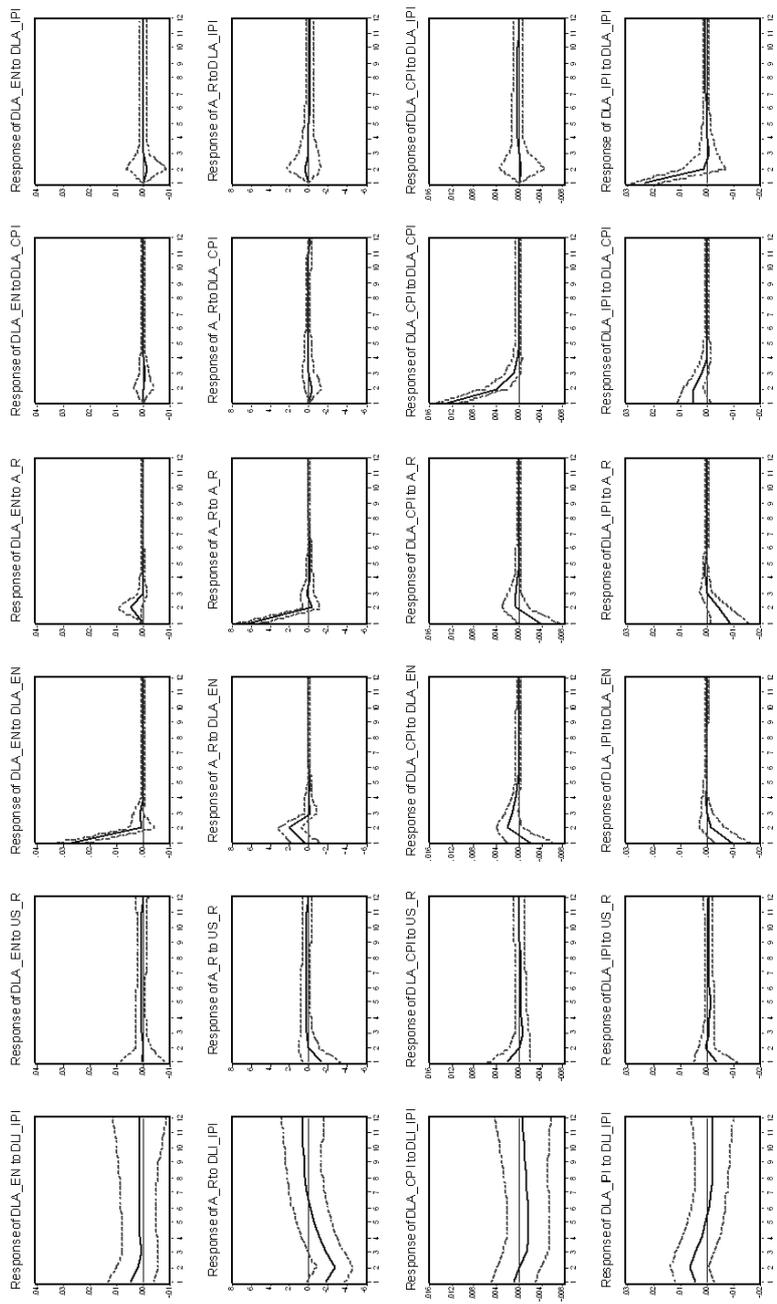
ANNEXE II

Réponses à un choc d'un écart-type selon la décomposition de Cholesky, Innovations ± 2 écart-types

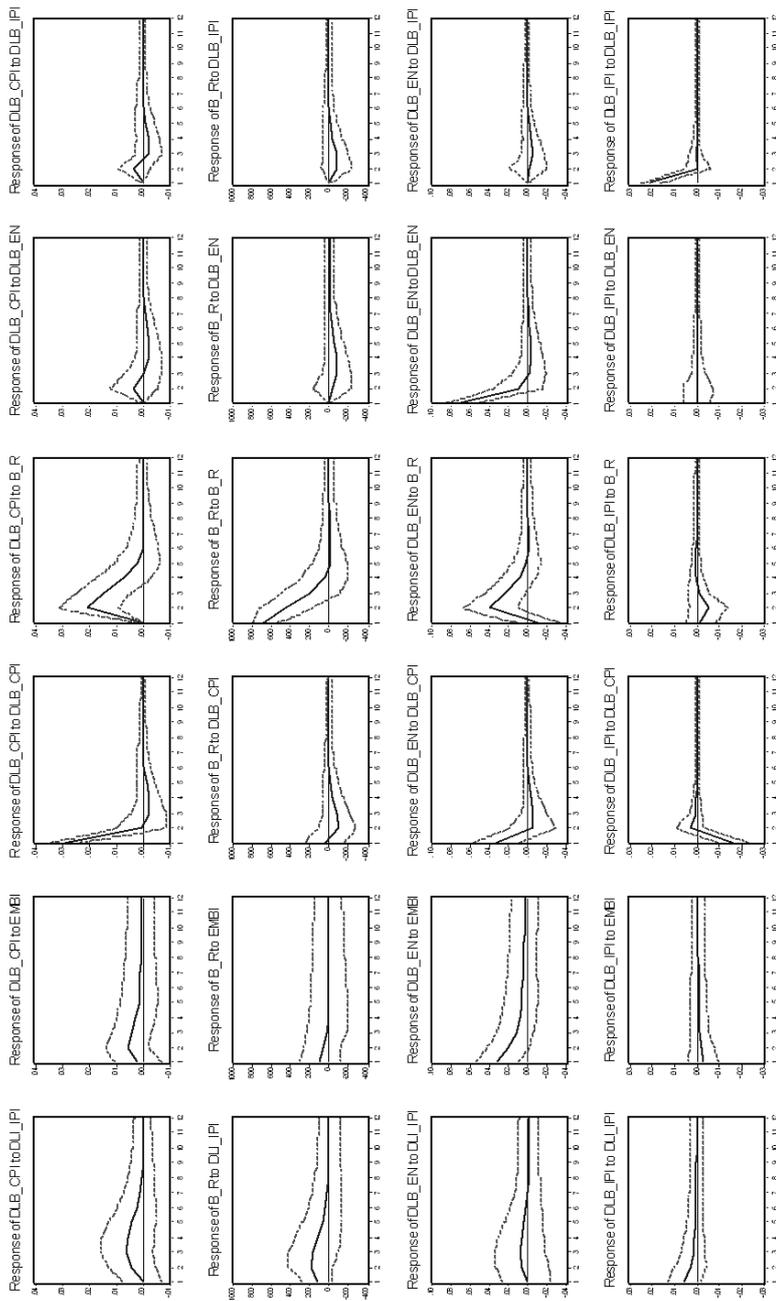
Argentine Modèle EMBI



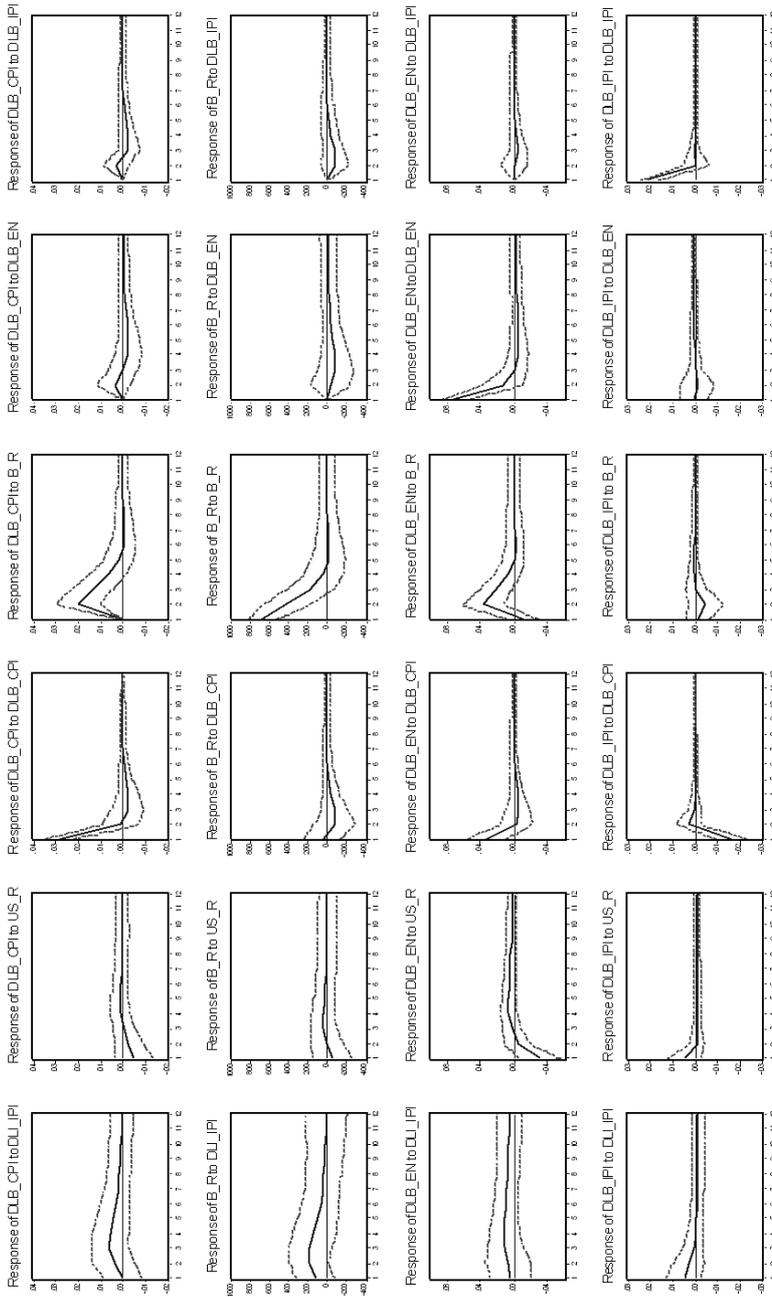
Argentine Modèle US_R



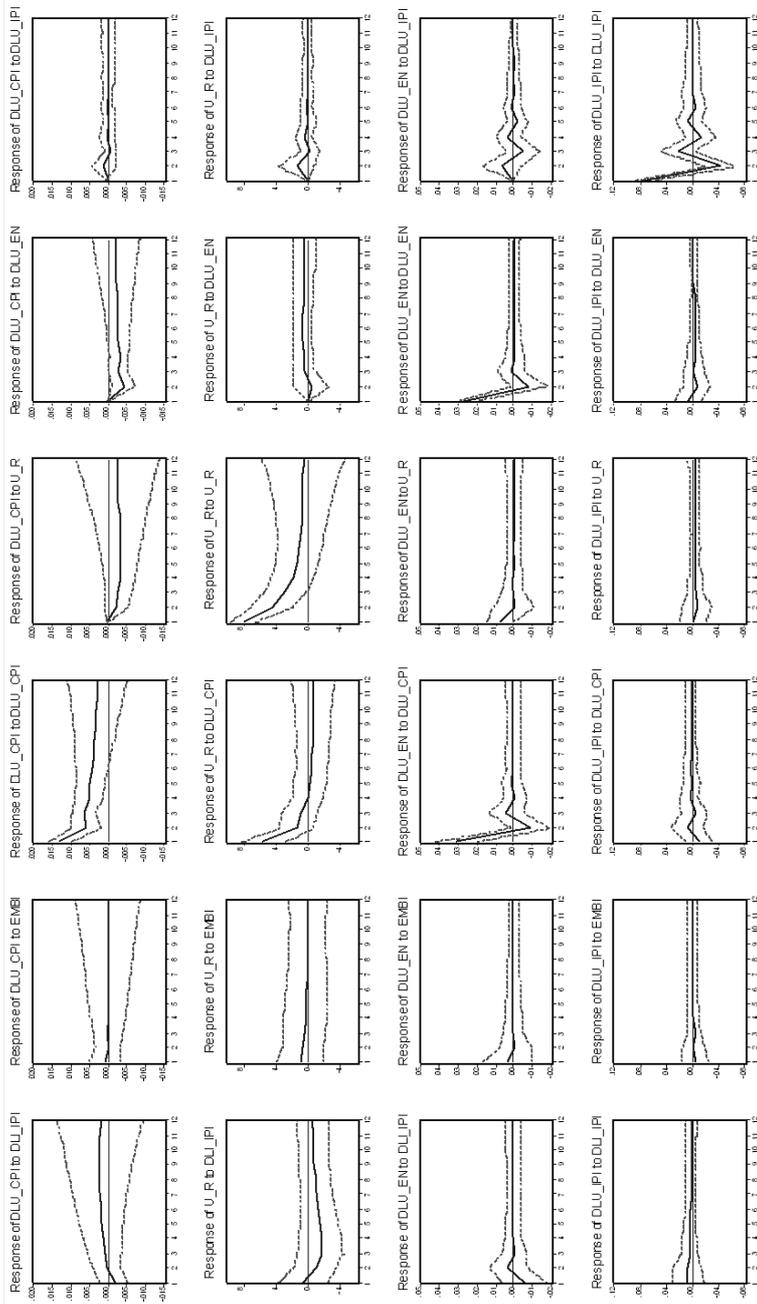
Brésil Modèle EMBI



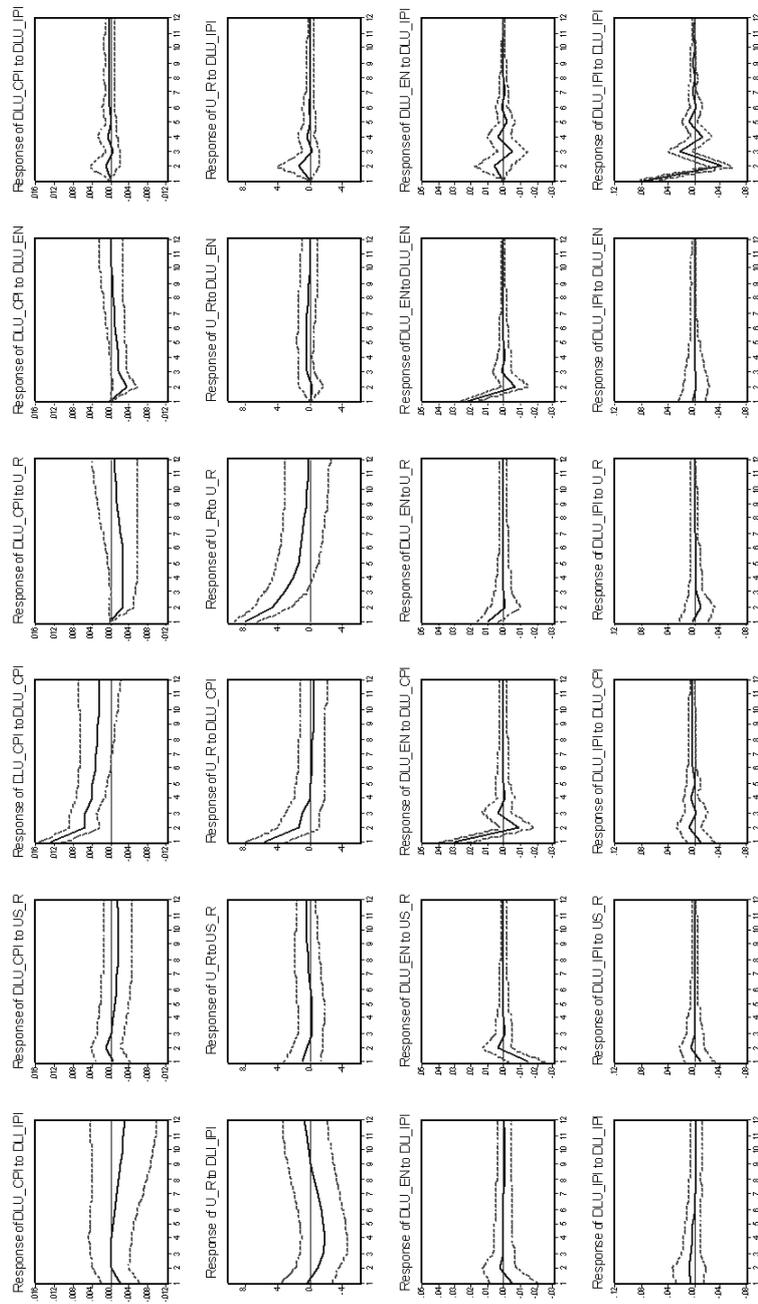
Brésil Modèle US_R



Uruguay Modèle EMBI



Uruguay Modèle US_R



ANNEXE III

Décompositions de variances

Argentine Modèle US_R

Argentine Modèle EMBI

En %

Décomposition de variance de A_EN

	L_IPI	US_R	A_EN	A_R	A_CPI	A_IPI
1	3	0	97	0	0	0
6	4	0	92	3	0	0
12	5	0	91	3	0	0

Décomposition de variance de A_R

	L_IPI	US_R	A_EN	A_R	A_CPI	A_IPI
1	6	4	0	89	0	0
6	23	3	8	65	0	1
12	25	4	7	63	0	1

Décomposition de variance de A_CPI

	L_IPI	US_R	A_EN	A_R	A_CPI	A_IPI
1	1	2	2	7	88	0
6	5	2	4	7	82	0
12	9	2	4	6	79	0

Décomposition de variance de A_IPI

	L_IPI	US_R	A_EN	A_R	A_CPI	A_IPI
1	3	2	12	10	3	71
6	9	2	10	11	6	61
12	12	2	10	11	6	59

Décomposition de variance de A_EN

	EMBI	A_EN	A_R	A_CPI	A_IPI
1	2	1	97	0	0
6	2	2	91	4	0
12	2	2	91	4	0

Décomposition de variance de A_R

	EMBI	A_EN	A_R	A_CPI	A_IPI
1	7	7	1	86	0
6	29	7	7	57	0
12	31	8	7	54	0

Décomposition de variance de A_CPI

	EMBI	A_EN	A_R	A_CPI	A_IPI
1	1	0	7	7	86
6	1	20	7	6	65
12	4	27	6	5	58

Décomposition de variance de A_IPI

	EMBI	A_EN	A_R	A_CPI	A_IPI
1	3	5	13	5	1
6	13	11	11	5	3
12	16	14	10	5	3

Brésil Modèle EMBI

Brésil Modèle US_R

En %	Décomposition de variance de B_CPI						Décomposition de variance de B_CPI					
	L_IPI	EMBI	B_CPI	B_R	B_EN	B_IPI	L_IPI	US_R	B_CPI	B_R	B_EN	B_IPI
1	0	0	100	0	0	0	0	3	97	0	0	0
6	6	4	49	39	1	1	6	7	50	38	2	1
12	6	4	49	39	1	1	12	8	49	38	2	1

Décomposition de variance de B_R						Décomposition de variance de B_R					
L_IPI	EMBI	B_CPI	B_R	B_EN	B_IPI	L_IPI	US_R	B_CPI	B_R	B_EN	B_IPI
1	3	2	1	94	0	1	4	0	1	95	0
6	12	2	2	81	2	1	6	15	2	80	2
12	12	2	2	81	2	1	12	15	2	79	2

Décomposition de variance de B_EN						Décomposition de variance de B_EN					
L_IPI	EMBI	B_CPI	B_R	B_EN	B_IPI	L_IPI	US_R	B_CPI	B_R	B_EN	B_IPI
1	0	13	16	2	69	0	1	0	15	2	71
6	2	16	12	22	48	0	6	5	12	20	54
12	2	17	12	22	48	0	12	7	11	19	53

Décomposition de variance de B_IPI						Décomposition de variance de B_IPI					
L_IPI	EMBI	B_CPI	B_R	B_EN	B_IPI	L_IPI	US_R	B_CPI	B_R	B_EN	B_IPI
1	4	1	35	0	0	59	1	4	3	0	0
6	6	2	34	3	0	55	6	5	4	3	0
12	6	2	34	3	0	55	12	6	4	3	0

Uruguay Modèle EMBI

En %

		Décomposition de variance de U_CPI				
	I_IPI	EMBI	U_CPI	U_R	U_EN	U_IPI
1	2	0	98	0	0	0
6	3	0	73	11	12	1
12	7	0	62	16	15	0

Décomposition de variance de U_R

	I_IPI	EMBI	U_CPI	U_R	U_EN	U_IPI
1	0	1	31	67	0	0
6	6	1	23	67	1	2
12	8	1	22	65	2	2

Décomposition de variance de U_EN

	I_IPI	EMBI	U_CPI	U_R	U_EN	U_IPI
1	2	1	54	3	40	0
6	2	1	52	3	38	4
12	2	1	52	3	38	4

Décomposition de variance de U_IPI

	I_IPI	EMBI	U_CPI	U_R	U_EN	U_IPI
1	1	0	2	0	1	97
6	2	0	3	1	1	92
12	3	0	3	2	2	91

Uruguay Modèle US_R

En %

		Décomposition de variance de U_CPI				
	I_IPI	US_R	U_CPI	U_R	U_EN	U_IPI
1	3	0	97	0	0	0
6	2	1	79	11	6	1
12	9	5	69	11	5	1

Décomposition de variance de U_R

	I_IPI	US_R	U_CPI	U_R	U_EN	U_IPI
1	0	1	32	67	0	0
6	7	1	22	68	1	2
12	8	1	22	66	1	2

Décomposition de variance de U_EN

	I_IPI	US_R	U_CPI	U_R	U_EN	U_IPI
1	2	11	53	5	28	0
6	2	11	51	5	27	4
12	2	11	51	5	27	4

Décomposition de variance de U_IPI

	I_IPI	US_R	U_CPI	U_R	U_EN	U_IPI
1	1	1	2	0	0	96
6	1	1	3	2	0	93
12	2	1	3	2	0	92