



HAL
open science

Processus d'intégration et coordination des politiques macroéconomiques dans le Mercosur : une approche en termes de cycles

Jean-Pierre Allegret, Alain Sand-Zantman

► **To cite this version:**

Jean-Pierre Allegret, Alain Sand-Zantman. Processus d'intégration et coordination des politiques macroéconomiques dans le Mercosur : une approche en termes de cycles. *Actualite Economique*, 2010, 86 (2), pp. 163-204. halshs-00665778

HAL Id: halshs-00665778

<https://shs.hal.science/halshs-00665778>

Submitted on 15 May 2018

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.

**PROCESSUS D'INTEGRATION ET COORDINATION DES POLITIQUES
MACROECONOMIQUES DANS LE MERCOSUR : UNE APPROCHE EN TERMES DE
CYCLES**

Jean-Pierre Allegret

GATE Lyon – St-Etienne, UMR 5824 – CNRS – Université de Lyon, France, Tél.: +33.4.72.86.60.47. Email : allegret@gate.cnrs.fr

Alain Sand-Zantman

OFCE-FNSP, Paris, France et GATE Lyon – St-Etienne, UMR 5824 – CNRS – Université de Lyon, France;
Tél.: +33.6.85.51.94.83. Email : Alain.Sand@ens-lyon.fr

Correspondance :

Alain SAND
École Normale Supérieure de Lyon GATE – CNRS
Bureau R128
15, Parvis René Descartes BP 7000
69342 Lyon cedex 07 FRANCE

RESUME

Le processus d'intégration monétaire dans le Mercosur s'effectue dans un contexte de forte volatilité macroéconomique. Cet article analyse la faisabilité d'une union monétaire au sein de cette zone. Au lieu de prendre en compte l'ensemble des critères des zones monétaires optimales, cette étude se focalise sur les cycles macroéconomiques de l'Argentine, du Brésil et de l'Uruguay. Dans un premier temps, un modèle VAR semi-structurel est construit pour chaque pays afin de déterminer les sources des chocs. Dans un second temps, une modélisation espace-état permet 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.

ABSTRACT

Integration Process and Macro-Policies Coordination in Mercosur: A Cycles Based Approach

Monetary integration in Mercosur processed in a context of strong macroeconomic volatility. This paper analyzes the feasibility of a monetary union within this zone. Instead of taking into account all the criteria of the optimal currencies areas, this study focuses on the macroeconomic cycles in Argentina, Brazil, and Uruguay. First, this paper presents a semi-structural VAR model for each country. It allows us to determine the source of shocks that hit these countries. Second, we decompose structural innovations –especially economic policies shocks- of domestic SSVAR into unobservable common and idiosyncratic components using a state-space model. We see in what extent economic policies are coordinated between the Mercosur countries.

Mots-clés : Cycles macroéconomiques ; Zones monétaires optimales, Modèle VAR ; Modèle à composantes inobservables ; Mercosur

Key-words: Business cycles; Optimal currencies areas; VAR model; Unobserved components model; Mercosur

Code JEL : F38 ; F41

Introduction

Le Marché Commun du Sud (Mercosur) a été créé en 1991 avec le Traité d'Asumption signé par l'Argentine, le Brésil, le Paraguay et l'Uruguay, rejoints récemment par le Venezuela. Cet accord s'inscrit dans la recherche d'une intégration plus poussée entre les pays de la région. Cette recherche s'explique en partie par les nombreux chocs – telles les crises mexicaine (1994-95) et russes (1998) – qui ont frappé les économies du Mercosur au cours des années 90. En effet, la coordination des politiques économiques peut constituer une réponse efficace à des chocs communs frappant une même région. De ce point de vue, les crises brésilienne (1999) et argentine (2001-02) ont clairement montré les limites de cet accord. En effet, ces crises ont donné lieu à des réponses non coordonnées des pays du Mercosur. La crise brésilienne est tout à fait représentative du recul de la convergence des politiques économiques observé à cette période. Ainsi, alors que l'Argentine a marqué son attachement à un régime de change d'ancrage dur – la caisse d'émission – le Brésil a opté pour la flexibilité de sa monnaie.

Cette évolution dans la convergence des politiques économiques soulève la question de la faisabilité d'une union monétaire régionale entre les pays du Mercosur. L'objectif de cette étude est d'apporter quelques éléments de réponse à cette question. L'approche privilégiée met l'accent sur la synchronisation des cycles entre les pays, sur les mécanismes de propagation des chocs et sur leurs composantes commune et spécifique. Un premier ensemble de travaux focalisent leur attention sur la décomposition des cycles en composantes commune et spécifique pour les pays d'Amérique latine (Loayza, Lopez et Ubide (2001), Karras (2003)). D'autres études recourent à la modélisation VAR ou VECM afin de rendre compte de la réaction des économies à des chocs ((Hallwood, Marsh et Scheibe (2006); Fanelli et González-Rozada (2003); Ahmed (2003)).

Cette étude cherche à qualifier les chocs affectant ces économies et à déterminer leur degré de symétrie dans trois pays du Mercosur, l'Argentine, le Brésil et l'Uruguay³. L'échantillon utilise des données trimestrielles sur la période 1991-2005. On se distingue de la littérature précédente sur deux

¹. Pour des raisons de disponibilité de données, le Paraguay a été exclu de l'analyse. Le Venezuela est un membre trop récent du Mercosur pour pouvoir être pris en compte dans cette étude.

points principaux. En premier lieu, les VARs semi-structurels utilisés pour chaque pays prennent en compte un plus grand nombre de variables macroéconomiques que dans les études précédentes. Ainsi, par rapport aux travaux fondés exclusivement sur la décomposition des cycles en composantes commune et spécifique, notre étude permet d'identifier la nature des chocs frappant les pays. En outre, contrairement aux VARs bivariés qui composent la majorité des études consacrées au Mercosur, nous prenons en compte une diversité de chocs plus importante, notamment des chocs externes. En second lieu, les innovations structurelles des VAR sont décomposées en composantes commune et spécifique à l'aide d'un modèle à composantes inobservables (Harvey (1990)). Cette approche permet de répondre aux limites rencontrées par les modélisations VARs traditionnelles qui se concentrent pour la plupart sur la corrélation des chocs sans les désagréger en composantes commune et spécifique à chaque pays.

Une première section identifie les sources des chocs qui frappent ces économies à partir d'un modèle VAR semi-structurel. La seconde section utilise un modèle à composantes inobservables 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 conclusion souligne les principales implications de politique économique des résultats obtenus.

1. Les chocs affectant les pays du Mercosur : une modélisation VAR

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. Une modélisation VAR est utilisée car elle permet en effet d'analyser les conséquences de chocs orthogonaux sur les variables exogènes du modèle. Les modèles VAR ne sont pas élaborés à partir d'*a priori* théoriques. Une façon d'introduire des fondements théoriques est d'inclure des restrictions dans des VARs structurels afin d'établir des prédictions relatives à la dynamique temporelle suivie par les variables endogènes à la suite d'un choc.

1.1 Méthodologie

Le choix des variables

Chaque VAR national est un modèle avec huit variables : trois externes et cinq domestiques.

Les trois variables externes retenues sont les suivantes : (i) le prix mondial du pétrole (*WOP*) ; (ii) l'indice de la production industrielle des Etats-Unis (*US_IPI*) et (iii) le taux d'intérêt des *Fed Funds* en terme nominal (*US_R*).

Les cinq variables domestiques sont : (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 production (*A_PPI*, *B_PPI* et *U_PPI*) ; (iii) le taux du marché monétaire en terme nominal (*A_R*, *B_R* et *U_R*) ; (iv) l'agrégat monétaire *M2* (*A_M2*, *B_M2* et *U_M2*) et (v) le taux de change réel mesuré par le produit du taux de

change nominal par le rapport des prix américains sur les prix domestiques, soit $ER = S \cdot \frac{PPI^{EU}}{PPI^{DOM}}$

avec DOM pour Argentine, Brésil et Uruguay (*A_ER*, *B_ER* et *U_ER*).

Une caractéristique importante de notre modèle est de construire un VAR pour chacune des trois économies à partir des mêmes variables externes (*WOP*, *US_IPI* et *US_R*). Ce choix a été préféré à celui consistant à prendre en compte des variables externes purement exogènes afin de souligner les interactions entre ces trois variables dans chacun de nos modèles nationaux.

Comme il est habituel dans la littérature, nous supposons que les chocs structurels orthogonaux sont une combinaison linéaire des résidus dans des VARs de forme réduite. L'identification des chocs est obtenue en utilisant les restrictions contemporaines fondées sur l'ordre de Choleski d'une structure économique récursive. Ainsi, les variables sont ordonnées de la plus exogène vers la plus endogène. Nous ne recourons donc pas à la décomposition de Blanchard et Quah (1989) utilisée dans de nombreuses études. En effet, supposer la neutralité à long terme des chocs nominaux semble arbitraire pour des études couvrant une douzaine d'années. L'ordre des variables dans la matrice de Cholesky n'est naturellement pas laissé au hasard : il est fondé sur l'intuition et la théorie économique, et validé par les fonctions de réponse aux chocs (« fonctions de réponses impulsionnelles ») et les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision. C'est la raison pour laquelle à la suite de Doan

(2004), nous qualifions ces VARs de « semi-structurels », et non simplement de récurrents. Au total, les VARs nationaux ont l'ordre suivant des variables : *WOP*, *US_IPI*, *US_R*, *IPI* domestiques, *PPI* domestiques, *R* domestiques, *M2* domestiques et *ER* domestiques.

Le modèle

La stationnarité des taux d'intérêt et du logarithme des autres variables a été vérifiée à l'aide des tests de Dickey et Fuller. Ces tests sont perturbés par les chocs de la période, les épisodes d'inflation élevée, les programmes de stabilisation et les changements dans les régimes de politique économique (y compris les régimes de change). Toutefois, nous avons vérifié que toutes les données – corrigées de la présence de « ruptures structurelles » déterminés de manière exogène (Perron (1989)) - étaient I(1) à l'exception du taux d'intérêt qui est I(0). Les tests de cointégration de Johansen n'identifient aucun vecteur de cointégration². Le choix d'un VAR simple en différence première est déduit de l'absence de vecteurs de cointégration entre les différentes variables retenues ici. En outre, comme l'ont souligné Allen et Fildes (2005), toute autre solution (VAR en niveau ou même Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur dit « VECM ») pourrait conduire à d'importantes erreurs de prévision.

Le nombre de retards a été choisi à partir des critères et des tests habituels à l'aide du logiciel Eviews³. Lorsque différents retards apparaissaient, nous avons suivi le principe de parcimonie et donc choisi le nombre indiqué de retards le plus faible.

Cela nous a finalement conduits à adopter un seul retard dans nos VARs. Pour chaque pays noté *i*, la forme réduite standard du VAR avec constante est la suivante :

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln_WOP(t) \\ \Delta \ln_US_IPI(t) \\ \Delta US_R(t) \\ \Delta \ln_i_IPI(t) \\ \Delta \ln_i_PPI(t) \\ \Delta i_R(t) \\ \Delta \ln_i_M2(t) \\ \Delta \ln_i_ER(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_{wop} \\ C_{us_ipi} \\ C_{us_r} \\ C_{i_ipi} \\ C_{i_ppi} \\ C_{i_r} \\ C_{i_M2} \\ C_{i_ER} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} C_{(1,1)} & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & C_{(1,8)} \\ \dots & & & & & & & \\ \dots & & & & & & & \\ \dots & & & \dots & & & & \\ \dots & & & \dots & & & & \\ \dots & & & \dots & & & & \\ \dots & & & \dots & & & & \\ C_{(8,1)} & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & C_{(8,8)} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln_WOP(-1) \\ \Delta \ln_US_IPI(-1) \\ \Delta US_R(-1) \\ \Delta \ln_i_IPI(-1) \\ \Delta \ln_i_PPI(-1) \\ \Delta i_R(-1) \\ \Delta \ln_i_M2(-1) \\ \Delta \ln_i_ER(-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{wop} \\ e_{us_ipi,t} \\ e_{us_r,t} \\ e_{i_ipi,t} \\ e_{i_ppi,t} \\ e_{i_r,t} \\ e_{i_M2,t} \\ e_{i_ER,t} \end{pmatrix}$$

² Tous les tests sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

³ 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.

Afin de tenir compte de certains chocs ayant affecté les pays étudiés, nous avons ajouté un certain nombre de variables *dummy* :

- la période 1990-T1 – 1994-T2 pour le Brésil marquée par la forte accélération de l'inflation qui précède la mise en place du Plan de stabilisation dit « Plan real » ;
- la période 2001-T3 – 2003-T1 pour l'Uruguay au cours de laquelle ce pays a été fortement perturbé par les conséquences durables de la crise de paiement brésilienne sur les partenaires commerciaux du Brésil, et plus encore de la crise qui suit de l'effondrement du régime de change argentin

L'introduction d'une variable *dummy* pour l'Argentine, prenant en compte directement l'effondrement de la caisse d'émission, ne s'est pas révélée significative. Nous ne l'avons donc pas maintenu dans notre VAR.

Il convient de préciser que nos 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 un régime d'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. Précisons que lors de la mise en place du Plan Real en 1994, le Brésil avait momentanément recouru à un système de flottement étroitement contrôlé. En 1998, les autorités substituent 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 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.

Les innovations structurelles orthogonales ont été déduites des résidus issus du VAR de forme réduite en utilisant la procédure d'identification expliquée précédemment. Ces innovations structurelles ont

permis d'identifier les réponses de nos variables aux chocs (Annexe 1) ainsi que les décompositions de variances (Annexe 2).

Typologie des chocs

Ce travail distingue :

- des chocs réels extérieurs : le prix du pétrole en tant que choc mondial et l'indice de la production industrielle des Etats-Unis en tant que choc régional ;

- un choc réel domestique avec l'indice de la production industrielle de chacun des trois pays ;

- des chocs nominaux domestiques avec l'indice des prix à la production, le taux d'intérêt du marché monétaire, l'agrégat *M2* et le taux de change réel. Ce dernier est identifié comme un choc nominal dans la mesure où il produit les mêmes effets que si nous avions pris les taux de change nominaux. En outre, sur la période considérée, le taux de change réel est fortement déterminé par l'évolution des prix à la production. Les variables taux d'intérêt et taux de change réel peuvent être interprétées comme des variables de politique économique. L'agrégat *M2* peut être considéré comme une variable non politique représentant la demande de monnaie (Eichenbaum et Evans (1995)). C'est le choix fait ici.

En outre, l'analyse des réponses de l'agrégat *M2* aux différents chocs est rendue complexe en raison de différents facteurs :

- d'une part, l'agrégat peut inclure des titres de dette publique liquides, auquel cas il ne réagit plus nécessairement selon une logique transactionnelle usuelle. C'est notamment le cas au Brésil dans notre échantillon ;

- d'autre part, les évolutions de *M2* apparaissent en partie liées à la dollarisation des économies. D'une part, il convient de tenir compte du fait que les modalités de la dollarisation diffèrent selon les économies. D'autre part, cet agrégat monétaire intègre ou n'intègre pas les dépôts en devises.

Précisons ce point.

En reprenant les distinctions établies par Reinhart, Rogoff et Savastano (2003)⁴, l'Argentine et le Brésil ont une dollarisation de type I, dans laquelle des dollarisations domestique et externe coexistent,

⁴ Reinhart, Rogoff et Savastano (2003) proposent une estimation de la dollarisation partielle. Celle-ci fait référence aux situations dans lesquelles les ménages et les entreprises détiennent une part de leur portefeuille (dont les encaisses monétaires) sous la forme d'actifs étrangers et / ou les secteurs privés et publics contractent

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)⁵.

Enfin, il est important de noter que si *M2* en Argentine⁶ inclut certains dépôts en dollars, ce n'est pas le cas pour le Brésil et l'Uruguay. Ce n'est pas réellement important compte tenu du faible degré de dollarisation de l'économie ; mais il n'en va pas de même pour l'Uruguay. Pour ce dernier, on observe que la demande de monnaie mesurée par *M2* ne répond pas qu'aux seuls facteurs traditionnels d'une fonction de demande de monnaie, mais dépend également des événements extérieurs et domestiques susceptibles de provoquer une crise de confiance. Par exemple, lors de la crise argentine, l'agrégat *M2* a baissé en Uruguay au profit de *M2* (qui comprend les dépôts en dollars) en raison d'une dollarisation accrue de l'économie liée à la perte de confiance vis-à-vis de la monnaie domestique.

1.2 Résultats

L'objectif est ici double. D'une part, il s'agit d'identifier quels types de chocs, réels ou nominaux, produisent les fluctuations les plus importantes dans les trois économies étudiées. D'autre part, il s'agit de voir dans quelle mesure les variables macroéconomiques retenues réagissent de manière similaire ou non à ces chocs. Nous obtiendrons ainsi un premier aperçu du comportement de chacune de ces économies à la suite des chocs, notamment en termes de convergences des politiques économiques.

des dettes en devises. Afin d'estimer l'ampleur de la dollarisation partielle, les auteurs calculent un indice composite défini comme la somme normalisée de trois éléments : (i) les dépôts en devises en pourcentage d'un agrégat large de monnaie, (ii) la dette extérieure totale en pourcentage du produit national brut et (iii) la dette domestique du gouvernement libellée (ou liée à des) en devises en pourcentage de sa dette domestique totale. Chaque composante étant étalonnée entre 0 et 10, le degré de dollarisation partielle est compris entre 0 et 30.

Afin d'identifier les différentes formes de dollarisation partielle, deux critères sont utilisés :

- la dollarisation domestique qui comprend les dépôts en devises en pourcentage d'un agrégat large de monnaie et la dette domestique du gouvernement en devises en pourcentage de sa dette domestique totale. Deux groupes de pays sont distingués à partir de ce critère : ceux pour lesquels les deux ratios sont inférieurs à 10 % et ceux pour lesquels au moins un des deux excèdent 10 % ;
- le montant des emprunts privés en devises qui comprend la part de la dette du secteur privé en pourcentage de la dette extérieure totale. Deux groupes de pays sont à nouveau distingués : ceux pour lesquels le ratio atteint au moins 10 % ; ceux pour lesquels le ratio est inférieur à 10 %.

⁵ La part des dépôts en devises dans le total des dépôts confirme cette observation. En 2001, elle était de 71,5% en Argentine, de 83 % en Uruguay et de 6,1 % au Brésil. Source : Rennhack et Nozaki (2006).

⁶ Dans le cas argentin, il s'agit en fait de *M1**, l'agrégat *M2* n'existant pas en tant que tel dans ce pays.

Chocs réels extérieurs : réactions des variables domestiques

L'analyse des réponses des *IPI* aux chocs sur *WOP* et *US_IPI* montre que les effets sont de court terme (de l'ordre d'un à deux trimestres) et d'ampleur limitée. L'analyse de la décomposition de variance des *IPI* domestiques confirme les observations précédentes. Dans aucun des trois pays, les innovations sur *WOP* ou l'*IPI* des Etats Unis expliquent plus de 10 % de la variance de leur *IPI*.

Un choc sur *WOP* provoque dans les trois pays une hausse des prix, soit à l'impact, soit au bout d'un trimestre. Les prix à la production s'ajustent relativement rapidement dans les trois pays. Le choc est en effet absorbé au bout de 5 à 6 trimestres. Les fluctuations des prix sont particulièrement marquées et significatives en Argentine. Elles peuvent être la conséquence du *currency board*. Celui-ci limitant les possibilités d'ajustements amortis de l'économie face à des chocs, soit les ajustements sont rapides, mais porteurs d'instabilité à court terme, soit au contraire ils sont très lents.

Les réactions de court terme à un choc sur l'*US_IPI* sont conformes aux effets attendus : les prix augmentent après le choc. On relève à nouveau des différences concernant l'ampleur des fluctuations avec des réactions très marquées des prix argentins et très faibles des prix uruguayens. De même, l'ajustement est plus long dans le premier pays par rapport au second. Les décompositions de variance montrent que les innovations sur la production américaine expliquent une part significative de la variance des prix en Argentine et en Uruguay, mais non au Brésil.

Les réponses des taux d'intérêt aux deux chocs extérieurs réels sont dans l'ensemble peu significatives. Quelque soit le régime de change, les marges de manœuvre des politiques monétaires semblent avoir été sur une grande partie de la période limitées ou non utilisées. Dans les trois pays, le taux d'intérêt a été utilisé pour faire respecter l'ancrage nominal (où le taux de change apparaît à chaque fois) dans un contexte de lutte contre l'inflation. Les réactions contra-cycliques sont de ce point de vue limitées. Cette analyse est confirmée par les décompositions de variance : aucune des variables réelles extérieures n'exerce d'influence sur les taux d'intérêt, à l'exception du l'Uruguay avec l'*US_IPI*. Les innovations sur cette variable expliquent entre 11 et 12 % de la variance de *U_PPI* après 8 trimestres.

Choc nominal extérieur : réactions des variables réelles et nominales domestiques

Le choc considéré ici est un choc de politique monétaire : le taux d'intérêt du marché monétaire aux Etats-Unis.

D'une manière générale, on observe que les réponses des variables domestiques sont faiblement significatives et de court terme. Cela ne signifie pas que les pays latino-américains ne soient pas affectés par la politique monétaire américaine. En fait, il s'agit davantage d'un effet lié à la période d'étude. Si on excepte la période 1994-1995 et celle qui apparaît après le deuxième trimestre de 2004, notre échantillon a été marqué soit par des détentes monétaires importantes aux Etats-Unis – entre 1991 et 1993 puis entre fin 2000 et fin 2003 – soit par une stabilité des taux (entre 1995 et 1999). Autrement dit, les chocs sur les taux d'intérêt américains ont été d'une manière générale de faible ampleur, ce qui peut expliquer les résultats obtenus ici. L'analyse des décompositions de variance confirme l'influence limitée du taux d'intérêt américain sur la période d'étude.

Choc réel domestique

Les réponses au choc d'offre domestique – choc appréhendé par l'indice de la production industrielle (*IPI*) – sont de courte durée et faibles ou non significatives, à l'exception du Brésil. Les décompositions de variance des autres variables domestiques montrent ainsi que les innovations de l'*IPI* n'expliquent de manière significative d'autres variables que dans le cas du Brésil. Il n'apparaît cependant aucun effet de persistance.

Chocs nominaux domestiques

L'analyse des décompositions de variance permet de souligner le rôle des prix dans le type d'économies étudiées. Si les innovations sur les prix n'expliquent pas la variance de la production, elles sont des variables explicatives importantes des autres variables nominales domestiques. Dans les trois pays, l'effet sur les taux d'intérêt est important et persistant (au dessus de 30 % pour l'Argentine après le trimestre 2 ; entre 27 et 38 % pour le Brésil ; entre 33 et 49 % pour l'Uruguay). Pour des économies au passé inflationniste, on voit clairement la réaction des autorités à toute pression sur les prix. On relève aussi une influence significative sur les agrégats monétaires M2, particulièrement marquée pour le Brésil. Les innovations sur les prix expliquent près d'un quart de la variance des taux

de change réels au Brésil et en Uruguay, ce qui suggère un ajustement des taux de change nominaux limités et conformes à la peur du flottement. *A contrario*, la rigidité du taux nominal impliqué par la caisse d'émission explique l'influence très forte (plus de 55 %) des innovations sur les prix en Argentine.

Les innovations sur le taux d'intérêt s'interprètent comme des chocs de politique monétaire. Dans les trois pays, les chocs sur les taux d'intérêt sont très rapidement absorbés. En fait, les décompositions de variance suggèrent que les innovations sur les taux d'intérêt ne sont pas une variable explicative pertinente des autres variables. Cette faible capacité explicative peut trouver son origine dans un activisme monétaire très limité dans les trois pays considérés.

Le choc sur $M2$ est un choc de demande nominale. Dans les trois pays, l'ajustement de $M2$ est inférieur à un an. C'est en Argentine que les fluctuations des variables liées aux innovations sur $M2$ sont les plus importantes tant en ampleur qu'en nombre de variables affectées. L'analyse de la décomposition de variance montre en ce sens que les innovations sur $M2$ rendent compte de 16 à 18,5 % de la variance de l' IPI argentin mais pas de celle des autres pays.

Le choc sur le taux de change réel est une dépréciation suivie par une appréciation marquée mais de courte durée. Les effets sont de court terme dans les trois pays (de l'ordre de 2 à 3 trimestres). Les décompositions de variance montrent elles aussi la faible influence exercée par le taux de change réel sur la période considérée, et ce dans un contexte où les autorités des trois pays ont une logique d'ancrage de leur monnaie.

Synthèse

Les résultats des VARs pays montrent ainsi que les économies du Mercosur réagissent plutôt à des chocs nominaux et non à des chocs réels. D'une part, ce sont les innovations sur les variables nominales qui produisent les fluctuations les plus significatives. D'autre part, ce sont elles qui ont les effets de persistance les plus importants, ce qui est confirmé par les décompositions de variance. Or, l'analyse des ajustements aux chocs montre des réactions sensiblement différentes. Une implication importante est que si les VARs ne permettent pas d'affirmer que les pays ont eu des chocs asymétriques sur la période d'analyse, ils montrent nettement des dynamiques nationales spécifiques à

la suite de ces mêmes chocs. De ce point de vue, l'Argentine, le Brésil et l'Uruguay ne forment pas une zone monétaire optimale.

Le modèle à composantes inobservables permet de préciser ces résultats.

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

La procédure d'identification des chocs « structurels » dans les VARs - 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 » de type « nouvelle synthèse » opposant chocs de demande (n'ayant pas d'effets réels à long terme) aux chocs d'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 faibles composantes communes impliquent *a priori* d'importants ajustements des taux de change, rendant ainsi instable une union monétaire. Cette faiblesse peut aussi signifier des réactions différentes des économies aux chocs.

Afin d'identifier les composantes commune et spécifique des différents chocs structurels, nous utilisons une décomposition en deux composantes inobservables à partir d'un filtre de Kalman (voir Harvey (1990), Kim et Nelson (1999)). Une telle procédure a été mise en œuvre par Bosco N'Goma (2000) pour les pays de la zone CFA, par Chamie, Desserres et Lalonde (1994) pour l'Europe et les Etats-Unis et par Lalonde et St-Amant (1993) pour la zone ALENA.

2.1 Méthodologie

Comme le rappellent Lemoine et Pelgrin (2003), les modèles espace-état distinguent variables observées (le signal) et 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.

Comme dans Allegret et Sand-Zantman (2007), 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 $j = IPI, PPI, ER, R,$ et $M2$;
- les composantes communes $\{n_{C-j,t}\}$;
- les composantes spécifiques $\{n_{i-j,t}\}$;
- la part des composantes communes dans les chocs $\varepsilon_{i-j,t}$: α_{i-j} et des composantes spécifiques $(1 - \alpha_{i-j})$;

La décomposition peut se résumer à l'estimation des paramètres α_{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-état⁷ », 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.

⁷ Ces modèles sont aussi parfois appelés « état-mesure ».

Pour estimer les paramètres α_{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, cette étude suppose un modèle invariant puisque les chocs structurels ne sont pas auto-corrélés. Les composantes commune et spécifique sont des bruits blancs. Dans une grande partie des logiciels, et en particulier ceux utilisés ici⁸, 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. Les composantes inobservables sont normalisées 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. L'Argentine est choisie comme « pays de référence » avec pour initialisation $\alpha_{A-j} = 1$ 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 commun et spécifique permettant de décomposer nos chocs, et estimera la part de la composante commune dans chaque chronique nationale.

⁸ Soit Eviews 5 et Rats 6, selon les procédures et les algorithmes de résolution souhaités.

2.2 Résultats

L'annexe 3 présente les différents résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews. Les tests de spécifications utilisent l'approche en termes de maximum de vraisemblance (Harvey (1990)).

Les chocs étrangers

Les chocs sur les trois variables étrangères - présentes dans les trois modèles VARs pays - nous permettent de tester la validité de notre méthodologie. On peut supposer que les chocs structurels déduits des trois équations comportent une forte composante commune : ils doivent donc être perçus par notre modèle comme un choc essentiellement commun.

En dépit des faibles performances de notre estimation du prix du pétrole dans les trois modèles pays, le modèle à composante inobservable montre clairement le poids de la composante commune dans les innovations « prix du pétrole ». C'est également vrai, mais dans une moindre mesure, pour les deux autres variables externes (*IPI* américain et taux d'intérêt américain). Ces résultats apparaissent dans les tableaux A.4.1. à A.4.3. où la composante commune représente selon les pays entre 70 et 80 % du choc structurel sur le prix du pétrole, ce qui est une part systématiquement supérieure aux deux autres chocs extérieurs (le choc sur *US_IPI* et celui sur *US_R*)⁹. Le Brésil a souvent une composante commune inférieure aux deux autres pays. Ce pays semble ainsi avoir une autonomie plus importante, notamment à l'égard de la conjoncture américaine.

Les chocs domestiques

Les innovations structurelles sur les *IPI* domestiques constituent notre premier choc. Lors des estimations, les chocs argentin et brésilien ont successivement été considérés comme le cycle commun de référence (tableau A.3.4.)⁴. A un seuil de significativité de 5%, les pays ne partagent manifestement aucun cycle commun, que l'on prenne le cycle argentin ou le cycle brésilien comme référence. A un seuil de 10%, l'Argentine et l'Uruguay semblent partager une dynamique commune lorsque le cycle argentin est pris pour référence. Cependant, même dans ce cas, la part de la

⁹ Les paramètres *Argentine_α_{A,j}*, *Brésil_α_{B,j}*, *Uruguay_α_{U,j}*, avec $j=WOP, US_IPI, US_R$, représentent le poids des composantes communes $\eta_{C,j}$, dans les chocs structurels pour nos trois économies.

⁴ Un test de sensibilité aux valeurs d'initialisation prouve la robustesse des résultats tant qu'est attribuée une pondération supérieure initiale en faveur du cycle du pays de référence.

composante commune reste inférieure à 10 %. Nous avons ensuite essayé d'estimer la composante commune par paire de pays du Mercosur. Les résultats confirment les remarques précédentes. Ainsi, l'Uruguay partage la même proportion de composante commune que dans le modèle à trois pays, et ce, même si le test est moins significatif. Le Brésil n'a aucune composante commune avec l'Argentine et l'Uruguay.

Nous obtenons des résultats identiques avec les chocs sur les prix à la production. L'Uruguay a une composante commune avec l'Argentine, et ce pour une part qui frise les 10% et à un niveau de significativité honorable (proche de 1%) (Tableau A.3.5.).

Dans le cas des autres chocs domestiques, les tableaux A.3.6. (taux d'intérêt), A.3.7. (agrégat *M2*) et A.3.8. (taux de change réels), montrent l'absence de composante commune. Etant donné que le taux d'intérêt et les taux de change réels sont des variables politiques, ce résultat suggère que les pays du Mercosur ne coordonnent pas leur politique macroéconomique. Notre résultat confirme en partie l'analyse de Eichengreen et Taylor (2004). Ces derniers ont en effet souligné que l'un des problèmes majeurs des pays du Mercosur du point de vue des critères des zones monétaires optimales est le manque de coordination de leur politique économique.

L'absence de composante commune pour l'agrégat *M2* confirme les observations issues de l'analyse du VAR : les demandes de monnaie dans les trois pays obéissent à des logiques différentes de détermination.

Conclusion

Les résultats obtenus dans cette étude convergent pour indiquer que les pays du Mercosur ne sont pas pré-disposés à former une union monétaire soit entre eux, soit avec les Etats-Unis. En premier lieu, la synchronisation des cycles apparaît trop limitée pour ne pas suggérer la présence de chocs asymétriques et/ou des réactions différentes de politique économique. En deuxième lieu, les VARs structurels domestiques confirment la faible convergence des politiques économiques entre ces pays. En particulier, face à des chocs nominaux en partie commun, les ajustements diffèrent sensiblement. En troisième lieu enfin, notre modèle espace – état montre la faible composante commune des chocs.

Cela confirme notre hypothèse d'une faible coordination des politiques économiques au sein de la zone.

Cette étude a quelques implications de politique économique. Les pays du Mercosur ont adopté un dispositif institutionnel destiné à promouvoir la coordination des politiques économiques entre les pays membres. En ce sens, les pays ont clairement affiché une volonté politique d'intégration poussée, mais cet objectif initial est loin d'être atteint. Les résultats de nos estimations conduisent à identifier une explication importante à cet état de fait : l'absence d'ancre commune au sein de la zone. En effet, comme le montrent les modèles VARs pays, ces économies ne sont pas frappées par des chocs de nature très différente. Si les réactions diffèrent, c'est en raison de l'adoption de régimes de change différents – et divergents dans les moments de crises comme lors de celle de 1999 – au cours de la période étudiée. Dans la lignée d'une approche endogène des zones monétaires optimales, il apparaît qu'adopter une stratégie d'ancrage commun serait susceptible d'améliorer la convergence des politiques économiques. L'asymétrie des chocs et l'absence de synchronisation des cycles entre les pays du Mercosur et les Etats-Unis impliquent que le dollar n'est pas une ancre pertinente. La diversité de la structure des échanges commerciaux des pays de la zone appelle plutôt un ancrage à un panier de devises. Compte tenu de la fragilité des régimes de change intermédiaire dans un contexte de mobilité croissante des capitaux, une solution alternative, suggérée notamment par Rose (2007), pourrait être que tous les pays du Mercosur adoptent une cible d'inflation comme ancre commune.

Cependant, il convient d'interpréter avec prudence les résultats obtenus ici. D'une part, la période d'étude est relativement courte. D'autre part, les problèmes liés à la sensibilité de ces pays aux flux internationaux de capitaux n'a pas été explicitement prise en compte ici. Ainsi, une recherche complémentaire doit porter sur une modélisation plus précise de l'instabilité financière de ces pays et sur ses conséquences quant au bien fondé d'une union monétaire¹¹. En outre, les structures financières sont insuffisamment intégrées dans l'analyse. Or, non seulement les pays du Mercosur ont des degrés de dollarisation différents, mais les différences de structures financières entre eux, notamment du point

¹¹ A partir de modèles probit et de panel en pool, Edwards (2006) montre que les pays à union monétaire ne sont pas moins sujets aux épisodes de renversements des flux de capitaux et des comptes courants. Ils subissent par contre davantage les effets négatifs des chocs externes.

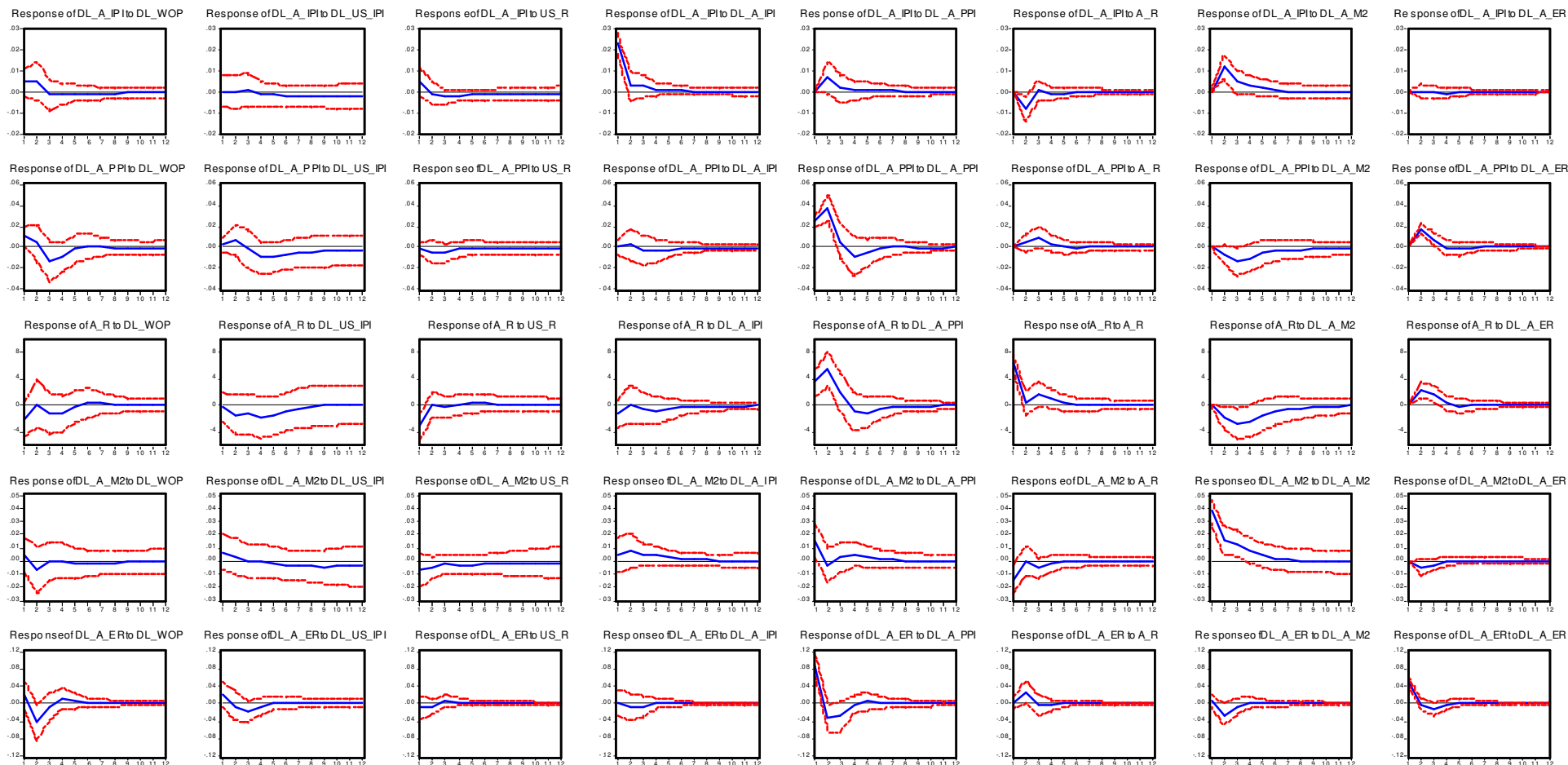
de vue de l'importance relative des marchés financiers, peuvent être des éléments d'explications de la faible convergence des politiques économiques au sein de la zone.

Références bibliographiques

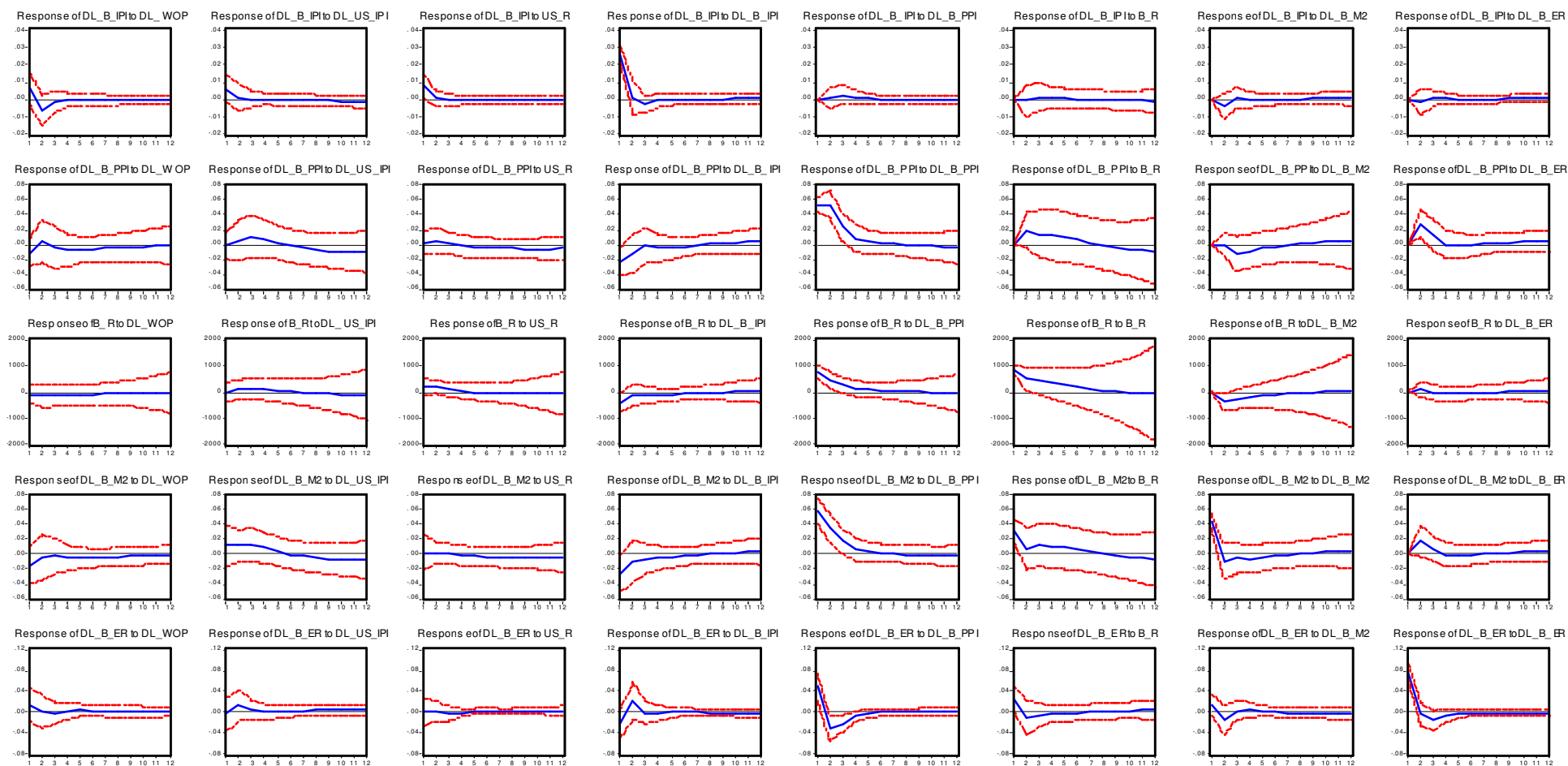
- Ahmed S. (2003), « Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes », *Journal of Development Economics*, 72 (1), p.181-202.
- Allegret, J.P. et Sand-Zantman A. (2007), « Transmission des chocs et mécanismes d'ajustement dans le Mercosur », *de l'OFCE*, n°101, p.251-268.
- Allen G.P. et Fildes R. (2005), « Levels, Differences, and ECM: Principal for Improved Econometric Forecasting », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, supplement, 0305-9049, 881-904 .
- Blanchard O. et Quah, D. (1989), « The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances », *American Economic Review*, 79 (4), p.655-673.
- 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.
- Chamie N., De Serres A. et Lalonde R. (1994), « Optimum currency areas and shock asymmetry : a comparison of Europe and the United States », *Document de travail n°94-1*, Banque du Canada.
- Doan T. (2004), *Rats Version 6, User's Guide*, Estima.
- Edwards S. (2006), « Monetary unions, external shocks and economic performance : a latin american perspective », *International Economics and Economic Policy*, 3 (3-4), p.225-247.
- Eichengreen B. et Taylor A.M. (2004), « The monetary consequences of a free trade area of the Americas », in Estevadeordal, A., D. Rodrik, A. M. Taylor, et A. Velasco (eds.), *Integrating the Americas: FTAA and beyond*. Cambridge: Harvard University Press.
- Eichenbaum M. et Evans, C. (1995), « Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates », *Quarterly Journal of Economics*. 110 (4), p.975-1009.
- Fanelli J. et González-Rozada M. (2003), « Business cycle and macroeconomic policy coordination in Mercosur », *Working Paper n°16/2003*, CIF, Buenos-Aires.
- Hallwood P., Marsh I.W. et Scheibe J. (2006), « An assessment of the case for monetary union or official dollarization in five Latin American countries », *Emerging Markets Review*, 7 (1), p.52-66.
- 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 Nelson C.R. (1999), *State Space Models with regime switching*, The MIT Press.
- Lalonde R. et St-Amant P. (1993), « Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis », *Document de travail*, n° 93-12, Banque du Canada.
- Lemoine M. et Pelgrin F. (2003), « Introduction aux modèles espace-état et au filtre de Kalman », *Revue de l'OFCE*, n°86, p.203-229.
- Loayza N., Lopez H. et Ubide A. (2001), « Sectorial macroeconomic interdependencies : evidence from Latin America, East Asia and Europe », *IMF Staff Papers*, 48 (2), p.367-396.
- Perron P. (1989), « The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis », *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401
- Reinhart M., Rogoff K.S. et Savastano M.A. (2003), « Addicted to dollars », *NBER Working Paper Series*, n°10012, octobre.
- Rennhack R. et Nozaki M. (2006), « Financial dollarization in Latin America », *IMF Working Paper*, WP/06/71, janvier.
- Rose A.K. (2007), « A stable international monetary system emerges : inflation targeting is Bretton Woods, reversed », *Journal of International Money and Finance*, 26 (5), p.663-668.

Annexe 1 Réponses aux chocs

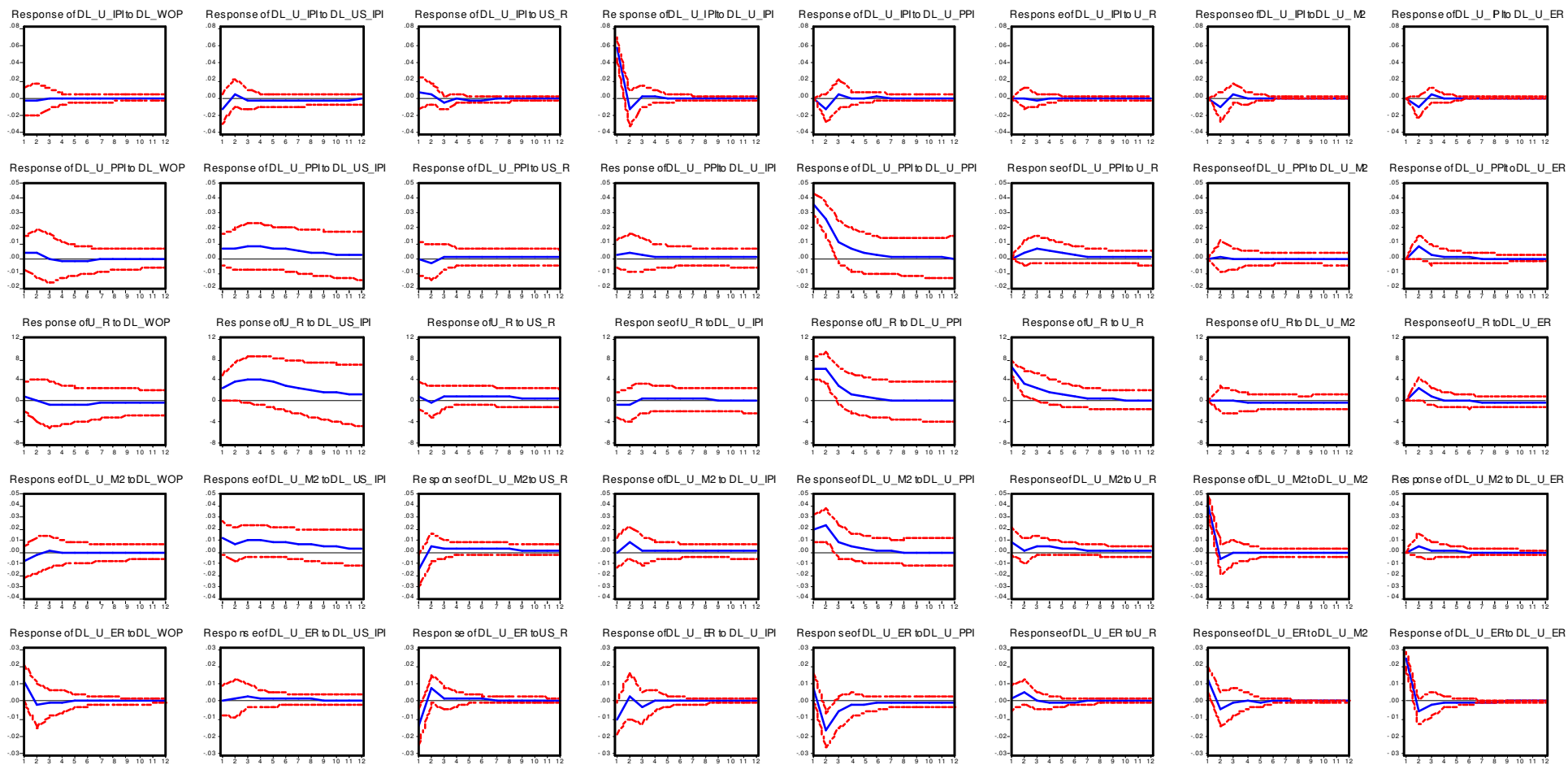
A.1.1. Argentine : réponses à un choc d'un écart-type selon la décomposition de Cholesky. Innovations ± 2 erreurs standards.



A.1.2. Brésil : réponses à un choc d'un écart-type selon la décomposition de Cholesky. Innovations ± 2 erreurs standards.



A.1.3. Uruguay : réponses à un choc d'un écart-type selon la décomposition de Cholesky. Innovations ± 2 erreurs standards.



Annexe 2 Décomposition de variance

A.2.1. Argentine

Décomposition de variance de <i>A_IPI</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>A_IPI</i>	<i>A_PPI</i>	<i>A_R</i>	<i>A_M2</i>	<i>A_ER</i>
1	3,76	0,02	4,21	92,01	0,00	0,00	0,00	0,00
4	5,55	0,24	3,63	59,34	5,80	6,89	18,49	0,06
12	5,45	3,75	4,25	56,21	5,68	6,55	18,04	0,07

Décomposition de variance de <i>A_PPI</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>A_IPI</i>	<i>A_PPI</i>	<i>A_R</i>	<i>A_M2</i>	<i>A_ER</i>
1	15,33	0,71	0,32	0,00	83,64	0,00	0,00	0,00
4	11,48	4,43	1,53	0,74	58,75	3,56	9,05	10,45
12	10,57	10,29	1,50	0,79	54,40	3,27	9,59	9,60

Décomposition de variance de <i>A_R</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>A_IPI</i>	<i>A_PPI</i>	<i>A_R</i>	<i>A_M2</i>	<i>A_ER</i>
1	6,01	0,09	14,93	2,27	16,88	59,83	0,00	0,00
4	5,02	4,68	7,37	1,74	31,91	31,78	11,60	5,90
12	4,88	6,82	7,09	2,00	30,62	29,74	13,33	5,53

Décomposition de variance de <i>A_M2</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>A_IPI</i>	<i>A_PPI</i>	<i>A_R</i>	<i>A_M2</i>	<i>A_ER</i>
1	1,01	2,33	2,46	0,87	11,65	9,67	72,03	0,00
4	2,32	2,13	3,28	4,15	9,86	8,12	68,90	1,23
12	2,57	5,48	4,12	4,21	9,69	7,60	65,17	1,15

Décomposition de variance de <i>A_ER</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>A_IPI</i>	<i>A_PPI</i>	<i>A_R</i>	<i>A_M2</i>	<i>A_ER</i>
1	3,14	3,61	0,83	0,01	68,66	0,01	0,36	23,39
4	13,79	4,72	1,07	0,57	55,35	4,30	4,37	15,83
12	13,95	4,77	1,09	0,58	55,21	4,28	4,36	15,76

A.2.2. Brésil

Décomposition de variance de <i>B_IPI</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>B_IPI</i>	<i>B_PPI</i>	<i>B_R</i>	<i>B_M2</i>	<i>B_ER</i>
1	5,47	4,72	7,15	82,66	0,00	0,00	0,00	0,00
4	9,48	4,50	6,59	76,06	1,06	0,35	1,59	0,38
12	9,43	4,93	6,76	74,90	1,11	0,68	1,71	0,49

Décomposition de variance de <i>B_PPI</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>B_IPI</i>	<i>B_PPI</i>	<i>B_R</i>	<i>B_M2</i>	<i>B_ER</i>
1	3,64	0,03	0,19	14,89	81,25	0,00	0,00	0,00
4	2,35	2,27	0,39	7,61	67,80	7,48	2,37	9,72
12	3,51	5,68	2,34	7,41	59,27	9,48	3,15	9,17

Décomposition de variance de <i>B_R</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>B_IPI</i>	<i>B_PPI</i>	<i>B_R</i>	<i>B_M2</i>	<i>B_ER</i>
1	0,49	0,05	2,34	11,29	38,82	47,01	0,00	0,00
4	2,55	1,39	2,56	7,65	30,67	44,48	10,16	0,54
12	3,69	2,47	2,84	7,57	27,95	44,05	10,55	0,88

Décomposition de variance de <i>B_M2</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>B_IPI</i>	<i>B_PPI</i>	<i>B_R</i>	<i>B_M2</i>	<i>B_ER</i>
1	3,04	1,69	0,06	9,67	45,06	13,49	26,98	0,00
4	2,75	4,48	0,12	8,40	47,32	12,62	20,98	3,33
12	3,48	6,33	1,32	8,25	43,66	13,54	19,92	3,50

Décomposition de variance de <i>B_ER</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>B_IPI</i>	<i>B_PPI</i>	<i>B_R</i>	<i>B_M2</i>	<i>B_ER</i>
1	2,34	0,20	0,00	5,15	23,17	6,85	2,10	60,19
4	1,92	1,50	0,08	7,51	29,37	6,67	3,52	49,45
12	2,08	2,09	0,40	7,44	28,83	6,96	3,65	48,54

A.2.3 Uruguay

Décomposition de variance de <i>U_IPI</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>U_IPI</i>	<i>U_PPI</i>	<i>U_R</i>	<i>U_M2</i>	<i>U_ER</i>
1	0,32	4,18	1,13	94,37	0,00	0,00	0,00	0,00
4	0,43	4,41	2,39	83,22	3,66	0,14	2,88	2,88
12	0,43	5,54	2,80	81,74	3,64	0,16	2,84	2,84

Décomposition de variance de <i>U_PPI</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>U_IPI</i>	<i>U_PPI</i>	<i>U_R</i>	<i>U_M2</i>	<i>U_ER</i>
1	0,97	2,48	0,01	0,56	95,97	0,00	0,00	0,00
4	1,04	7,68	0,35	1,10	84,41	2,71	0,07	2,64
12	1,24	12,48	0,61	1,22	78,64	3,28	0,07	2,46

Décomposition de variance de <i>U_R</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>U_IPI</i>	<i>U_PPI</i>	<i>U_R</i>	<i>U_M2</i>	<i>U_ER</i>
1	1,07	7,35	1,39	0,67	44,65	44,87	0,00	0,00
4	0,77	24,54	1,47	0,76	40,85	28,56	0,04	3,01
12	0,93	35,39	3,06	1,03	33,01	24,09	0,06	2,42

Décomposition de variance de <i>U_M2</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>U_IPI</i>	<i>U_PPI</i>	<i>U_R</i>	<i>U_M2</i>	<i>U_ER</i>
1	2,68	5,57	9,63	0,00	15,36	3,42	63,33	0,00
4	2,09	9,98	7,65	2,09	27,66	3,67	45,98	0,88
16	1,9	16,6	8,0	2,1	25,1	3,9	41,5	0,8

Décomposition de variance de <i>U_ER</i>								
Période	<i>WOP</i>	<i>US_IPI</i>	<i>US_R</i>	<i>U_IPI</i>	<i>U_PPI</i>	<i>U_R</i>	<i>U_M2</i>	<i>U_ER</i>
1	9,38	0,00	17,12	8,05	5,09	0,27	11,88	48,20
4	6,99	0,85	15,33	7,21	21,96	1,98	9,37	36,31
12	6,93	1,30	15,48	7,13	21,99	1,97	9,28	35,92

Annexe 3 Estimations des modèles à composantes inobservables

Décomposition des chocs sur les variables étrangères

Dans tous nos résultats, *Argentine* $\alpha_{A,j}$, *Brésil* $\alpha_{B,j}$, *Uruguay* $\alpha_{U,j}$, avec $j=WOP, US_IPI, US_R$ donnent le poids des composantes communes $\eta_{C,j}$, dans les chocs structurels pour nos trois économies.

A.3.1. Prix du pétrole

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine</i> α_{A_WOP}	0,819431	0,016923	48,42136	0,0000
<i>Brésil</i> α_{B_WOP}	0,686534	0,019256	35,65248	0,0000
<i>Uruguay</i> α_{U_WOP}	0,823999	0,027538	29,92181	0,0000

A.3.2. IPI des Etats-Unis

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine</i> $\alpha_{A_US_IPI}$	0,724298	0,032420	22,34090	0,0000
<i>Brésil</i> $\alpha_{B_US_IPI}$	0,623213	0,029792	20,91877	0,0000
<i>Uruguay</i> $\alpha_{U_US_IPI}$	0,680470	0,030621	22,22210	0,0000

A.3.3. Taux d'intérêt américains

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine</i> $\alpha_{A_US_R}$	0,713784	0,047974	14,87868	0,0000
<i>Brésil</i> $\alpha_{B_US_R}$	0,515605	0,016995	30,33916	0,0000
<i>Uruguay</i> $\alpha_{U_US_R}$	0,621358	0,031831	19,52076	0,0000

Chocs sur les variables domestiques

Dans tous nos résultats, Argentine $\alpha_{A,j}$, Brésil $\alpha_{B,j}$, Uruguay $\alpha_{U,j}$, avec $j=IPI, PPI, R, M2 ER$ donnent le poids des composantes communes $\eta_{C,j}$, dans les chocs structurels pour nos trois économies.

Le pays de référence est défini comme le pays dont le cycle est doté d'une pondération dominante lors de l'attribution des valeurs d'initialisation. Les cycles de l'Argentine et du Brésil ont été pris successivement pour référence : c'est alors au cycle de chacun d'entre eux que sont comparés les autres cycles. Pour l'essentiel, le choix du pays de référence ne pèse pas sur les résultats. La seule exception est celle des prix à la production (*PPI*), où l'analyse montre une corrélation significative entre l'Argentine et l'Uruguay, lorsque le cycle argentin est pris pour référence. Dans tous les cas, les résultats sont indépendants d'une modification importante des valeurs d'initialisation, dès lors qu'une valeur supérieure est attribuée au cycle de référence.

A.3.4. IPI domestiques

Trois pays

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_</i> α_{A_IPI}	0,988419	0,075659	13,06418	0,0000
<i>Brésil_</i> α_{B_IPI}	0,062053	0,066537	0,932605	0,3510
<i>Uruguay_</i> α_{U_IPI}	0,089826	0,052552	1,709269	0,0874
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_</i> α_{A_WOP}	0,060403	0,049481	1,220726	0,2222
<i>Brésil_</i> α_{B_WOP}	0,996028	0,083659	11,90576	0,0000
<i>Uruguay_</i> α_{U_WOP}	-0,011650	0,066880	-0,174185	0,8617

Argentine – Brésil

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_</i> α_{A_IPI}	0,996318	0,075475	13,20067	0,0000
<i>Brésil_</i> α_{B_IPI}	0,061896	0,066450	0,931472	0,3516
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_</i> α_{A_IPI}	0,060392	0,049210	1,227244	0,2197
<i>Brésil_</i> α_{B_IPI}	0,996169	0,083549	11,92316	0,0000

Argentine – Uruguay

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_</i> α_{A_IPI}	0,992016	0,072712	13,64311	0,0000
<i>Uruguay_</i> α_{U_IPI}	0,089716	0,052350	1,713791	0,0866

Brésil – Uruguay

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Brésil_</i> α_{B_IPI}	0,999858	0,082655	12,09675	0,0000
<i>Uruguay_</i> α_{U_IPI}	-0,011601	0,066542	-0,174339	0,8616

A.3.5. PPI domestiques

Trois pays

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_A_PPI</i>	0,986720	0,038162	25,85603	0,0000
<i>Brésil_α_B_PPI</i>	0,060653	0,056806	1,067715	0,2856
<i>Uruguay_α_U_PPI</i>	0,099918	0,039829	2,508659	0,0121

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_A_PPI</i>	0,058856	0,048102	1,223563	0,2211
<i>Brésil_α_B_PPI</i>	0,995136	0,093507	10,64239	0,0000
<i>Uruguay_α_U_PPI</i>	-0,034458	0,049333	-0,698475	0,4849

Argentine - Brésil

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_A_PPI</i>	0,996488	0,039015	25,54144	0,0000
<i>Brésil_α_B_PPI</i>	0,060459	0,056643	1,067373	0,2858

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_A_PPI</i>	0,059038	0,048021	1,229435	0,2189
<i>Brésil_α_B_PPI</i>	0,996365	0,093278	10,68163	0,0000

Argentine – Uruguay

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_A_PPI</i>	0,990184	0,035279	28,06742	0,0000
<i>Uruguay_α_U_PPI</i>	0,099788	0,039647	2,516874	0,0118

Brésil – Uruguay

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Brésil_α_B_PPI</i>	0,998744	0,087787	11,37696	0,0000
<i>Uruguay_α_U_PPI</i>	-0,034753	0,049299	-0,704946	0,4808

A.3.6. Taux d'intérêt domestiques

Trois pays

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob,
<i>Brésil_α_B_R</i>				
<i>Uruguay_α_U_R</i>				
<i>Argentine_α_A_R</i>	0,998135	0,058554	17,04639	0,0000
<i>Brésil_α_B_R</i>	0,031792	0,070349	0,451915	0,6513
<i>Uruguay_α_U_R</i>	0,029897	0,061313	0,487616	0,6258

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_R}</i>	0,031348	0,061795	0,507287	0,6120
<i>Brésil_α_{B_R}</i>	0,994364	0,062373	15,94226	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_R}</i>	0,067325	0,048793	1,379816	0,1676

Argentine – Brésil

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_R}</i>	0,999029	0,057348	17,42039	0,0000
<i>Brésil_α_{B_R}</i>	0,031783	0,069328	0,458445	0,6466

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_R}</i>	0,031029	0,061637	0,503418	0,6147
<i>Brésil_α_{B_R}</i>	0,998988	0,062167	16,06955	0,0000

Argentine-Uruguay

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_R}</i>	0,999101	0,057251	17,45115	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_R}</i>	0,029889	0,060465	0,494313	0,6211

Brésil – Uruguay

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Brésil_α_{B_R}</i>	0,995383	0,060596	16,42666	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_R}</i>	0,067176	0,048546	1,383755	0,1664

A.3.7. Agrégats monétaires domestiques

Trois pays

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_M2}</i>	0,996839	0,081676	12,20484	0,0000
<i>Brésil_α_{B_M2}</i>	0,013360	0,112377	0,118888	0,9054
<i>Uruguay_α_{U_M2}</i>	0,054749	0,090159	0,607243	0,5437

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_M2}</i>	0,013048	0,033351	0,391231	0,6956
<i>Brésil_α_{B_M2}</i>	0,998675	0,115988	8,610150	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_M2}</i>	-0,033052	0,076851	-0,430085	0,6671

Argentine – Brésil

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
--	-------------	------------	-------------	-------

<i>Argentine_α_{A_M2}</i>	0,999819	0,082357	12,14010	0,0000
<i>Brésil_α_{B_M2}</i>	0,013348	0,112580	0,118566	0,9056

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_M2}</i>	0,013039	0,033353	0,390946	0,6958
<i>Brésil_α_{B_M2}</i>	0,999820	0,116549	8,578515	0,0000

Argentine – Uruguay

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_M2}</i>	0,997006	0,048762	20,44652	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_M2}</i>	0,054746	0,090161	0,607206	0,5437

Brésil – Uruguay

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Brésil_α_{B_M2}</i>	0,998854	0,112688	8,863914	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_M2}</i>	-0,033048	0,076812	-0,430248	0,6670

A.3.8. Taux de change réels

Trois pays

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_ER}</i>	0,998111	0,098674	10,11523	0,0000
<i>Brésil_α_{B_ER}</i>	0,018343	0,057335	0,319934	0,7490
<i>Uruguay_α_{U_ER}</i>	0,039594	0,070296	0,563239	0,5733

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_ER}</i>	0,019943	0,085079	0,234403	0,8147
<i>Brésil_α_{B_ER}</i>	0,996919	0,063941	15,59120	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_ER}</i>	0,053748	0,055444	0,969412	0,3323

Argentine – Brésil

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_ER}</i>	0,999676	0,098761	10,12216	0,0000
<i>Brésil_α_{B_ER}</i>	0,018334	0,057094	0,321123	0,7481

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Argentine_α_{A_ER}</i>	0,017917	0,085070	0,210616	0,8332
<i>Brésil_α_{B_ER}</i>	0,999674	0,064028	15,61314	0,0000

Argentine – Uruguay

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
--	-------------	------------	-------------	-------

<i>Argentine_α_{A_ER}</i>	0,998435	0,097671	10,22239	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_ER}</i>	0,039590	0,069968	0,565824	0,5715

Brésil – Uruguay

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
<i>Brésil_α_{B_ER}</i>	0,997283	0,063833	15,62330	0,0000
<i>Uruguay_α_{U_ER}</i>	0,052956	0,055387	0,956107	0,3390