



Partage du risque dans l'Union européenne : expériences interrégionales et internationales

Frédéric Zumer, Jacques Mélitz

► To cite this version:

Frédéric Zumer, Jacques Mélitz. Partage du risque dans l'Union européenne : expériences interrégionales et internationales. Revue de l'OFCE, Presses de Sciences Po, 2002, pp.299-323. hal-01017839

HAL Id: hal-01017839

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-01017839>

Submitted on 3 Jul 2014

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.

PARTAGE DU RISQUE DANS L'UNION EUROPÉENNE

EXPÉRIENCES INTERRÉGIONALES ET INTERNATIONALES

Frédéric Zumer *

Département des études de l'OFCE

Professeur à l'Université Pierre Mendès France de Grenoble II

Jacques Mélitz *

Professeur à l'Université Strathclyde de Glasgow, CREST-INSEE et CEPR

Quelle pourrait être la portée du partage du risque macroéconomique entre pays, dans l'Union monétaire européenne, face aux chocs asymétriques ? Pour tenter de répondre à cette question, essentielle par ses implications quant à la stabilité de la construction monétaire européenne, on cherche à estimer l'ampleur de la répartition du risque qui prévaut entre les régions d'un même pays, mais également entre différents pays. On en déduit alors plusieurs leçons pour l'Union monétaire. Ce sujet est exploré à partir d'un travail empirique effectué sur des données régionales, pour les États-Unis et le Canada, ainsi que sur des données nationales se rapportant à un échantillon de 23 pays de l'OCDE, qui comprend les 15 membres de l'Union européenne. Nous procédons à l'aide de notre version modifiée du modèle fondateur de Asdrubali, Sørensen et Yosha (1996), dont nous rappelons les principes. Nous mettons alors en évidence plusieurs résultats concordants du modèle révisé, qui prouvent que, même si l'abandon de la politique monétaire réduit la capacité théorique des membres de l'UE de lisser les chocs asymétriques via la politique macroéconomique, le nouveau régime dans lequel nous sommes entrés, qui génère une plus forte intégration économique, pourrait bien favoriser considérablement le lissage des chocs au travers des mécanismes de marché.

La mise en œuvre de l'Union monétaire en Europe ne cesse de soulever des questions quant à la capacité des pays membres de faire face à des chocs qui peuvent les frapper individuellement, indépendamment de l'ensemble européen. De nombreux travaux ont été régulièrement entrepris ces dernières années afin d'obtenir des éléments de réponse, à partir d'expériences comparables, telles que celles des régions à l'intérieur d'un même pays. Contrairement aux pays membres de l'Union monétaire, les régions d'un même pays sont dotées

* Nous exprimons nos remerciements à Stéphane Mysona, stagiaire au Département des études de l'OFCE lors de la réalisation de ce travail.

d'une protection particulière qui a fait l'objet d'une large attention : il s'agit des transferts budgétaires nets qui transitent par le budget du gouvernement central, autrement dit la question du fédéralisme budgétaire (Mélitz et Zumer, 2002 ; Zumer, 1998). Une région faisant partie d'une structure pourvue d'un large budget centralisé, soumise à un choc adverse, pourrait obtenir une aide substantielle au travers des transferts publics automatiques. Il existe cependant d'autres mécanismes, de nature plus décentralisée, qui peuvent entrer en jeu pour atténuer les chocs régionaux. Quels sont leur rôle et leur efficacité, par rapport à l'assurance publique automatique opérant au travers des transferts budgétaires ? Comment quantifier leur effet ? Un travail novateur de trois auteurs, Asdrubali, Sørensen et Yosha (1996), a proposé une manière séduisante d'obtenir des réponses à cette question importante. Ces auteurs — dorénavant désignés ici par leurs initiales ASY — proposent une méthode permettant d'estimer l'importance du lissage des chocs obtenu par les mécanismes interrégionaux d'assurance et de crédit, par opposition au dispositif généré par le budget central.

Le mécanisme d'assurance dont nous parlons ici, provient simplement de la détention de titres sur la production des autres régions. Quant au mécanisme du crédit, il concerne l'emprunt net d'une région donnée auprès des autres régions de la structure géographique considérée. À partir d'une étude du cas des États-Unis, ASY montrent que l'assurance est de beaucoup plus importante que le crédit comme source de lissage des chocs régionaux. Or, le canal du crédit lui-même apparaît presque deux fois plus puissant que les transferts nets provenant du gouvernement central. Ainsi, les forces de marché joueraient un rôle considérable.

Leur méthode nécessite uniquement des données régionales relatives à la production, au revenu distribué (avant les transferts nets du gouvernement central) au revenu disponible (après les transferts) et à la consommation régionale.

Ces résultats et le raisonnement dont ils proviennent comportent suffisamment d'implications importantes pour l'UE, pour valoir un examen attentif. Dans cet article, nous rappelons tout d'abord brièvement la méthode et les résultats de ASY ; puis, nous proposons plusieurs modifications majeures de leur cadre d'analyse et nous testons à nouveau le modèle révisé sur les données américaines. Nous étendons alors les tests aux données canadiennes ainsi qu'à des groupes de pays, à savoir l'OCDE et l'UE. Nous dégagons finalement les leçons possibles pour l'Union monétaire.

Nous montrons que la méthode de ASY résiste particulièrement bien dans le cas des États-Unis, sous les conditions plus contraignantes que nous avons imposées au modèle. La méthode fonctionne très bien également dans le cas du Canada. L'application internationale à des

groupes de pays se révèle particulièrement fructueuse : elle produit des résultats essentiels quant à l'impact du passage de l'indépendance monétaire nationale à l'intégration monétaire. Nous montrons que, bien que l'abandon de la politique monétaire réduit indubitablement la capacité *théorique* des membres de l'UE de lisser les chocs *via* l'action publique (la politique macroéconomique), l'intégration économique devrait promouvoir le lissage des chocs *via* les canaux du marché. Cette dernière conclusion est sans doute suffisamment remarquable pour mériter d'être présentée comme l'apport central de cet article. Il n'en demeure pas moins que la méthode d'investigation doit évidemment occuper une place de choix.

Partage du risque en Union monétaire : l'étude des mécanismes de marché

Les principes

Les résultats des estimations effectuées jusqu'à présent sur différents pays, fédéraux ou à structure centralisée, afin de mesurer l'importance du fédéralisme budgétaire dans une union monétaire, sont essentiels au débat. Il existe d'autres mécanismes de nature plus décentralisée qui conduisent à atténuer les chocs régionaux. Mais quelle est leur efficacité relative, par rapport au mécanisme des transferts reposant sur la centralisation budgétaire ? Il est fondamental aujourd'hui de pouvoir quantifier leur portée réelle, car ces éléments de protection, s'ils sont opérants, pourraient pallier (temporairement ou durablement) l'absence d'un système budgétaire central stabilisateur dans l'Union monétaire. Si, au contraire, leur effet est limité, alors le fédéralisme budgétaire apparaîtra comme d'autant plus indispensable au bon fonctionnement de l'Union monétaire en Europe.

Une littérature nouvelle se propose justement, depuis le travail de ASY, de mesurer ces autres canaux que constituent l'assurance et le crédit entre régions. Le mécanisme d'assurance résulte des détentions de titres sur le produit des autres régions, et le canal du crédit découle de l'emprunt effectué auprès des autres régions d'un pays (encadré I).

I. Le modèle général de ASY

Supposons que nous disposions d'un panel de données par tête pour le produit régional Y_i (où i correspond à la région i du pays considéré), le revenu régional des ménages RP_i , (revenu primaire avant transferts budgétaires centraux), le revenu disponible RD_i et la consommation régionale C_i , toutes ces données étant exprimées en termes réels. Partons alors de l'identité suivante :

$$(1) \quad Y_i = \frac{Y_i}{RP_i} \frac{RP_i}{RD_i} \frac{RD_i}{C_i} C_i$$

En passant aux logarithmes et aux différences premières, on obtient :

$$(2) \quad \Delta \log Y_i = (\Delta \log Y_i - \Delta \log RP_i) + (\Delta \log RP_i - \Delta \log RD_i) \\ + (\Delta \log RD_i - \Delta \log C_i) + (\Delta \log C_i)$$

Si l'on multiplie maintenant les deux côtés de l'équation (2) par $\Delta \log Y_i$, que l'on soustrait les moyennes sur la période étudiée, et que l'on prend les espérances mathématiques, on obtient la variance de $\Delta \log Y_i$ à gauche, et la somme des covariances de ce terme avec $(\Delta \log Y_i - \Delta \log RP_i)$, $(\Delta \log RP_i - \Delta \log RD_i)$, $(\Delta \log RD_i - \Delta \log C_i)$ à droite. Finalement, en divisant les deux côtés par la variance de $\Delta \log Y_i$, on obtient :

$$(3) \quad I = \beta_K + \beta_G + \beta_C + \beta_U$$

Dans l'équation (3), les termes β correspondent alors aux estimations MCO résultant des régressions suivantes :

$$(4) \quad \Delta \log Y_i - \Delta \log RP_i = \alpha_K + \beta_K \Delta \log Y_i + \mu_{iK} \\ \Delta \log RP_i - \Delta \log RD_i = \alpha_G + \beta_G \Delta \log Y_i + \mu_{iG} \\ \Delta \log RD_i - \Delta \log C_i = \alpha_C + \beta_C \Delta \log Y_i + \mu_{iC} \\ \Delta \log C_i = \alpha_U + \beta_U \Delta \log Y_i + \mu_{iU}$$

où β_K est la covariance entre $\Delta \log Y_i$ et $\Delta \log Y_i - \Delta \log RP_i$, divisée par la variance de $\Delta \log Y_i$, etc.

Supposons alors que l'on introduise un α différent pour chaque date, donc autant de constantes qu'il y a d'années dans la période d'observation. Ces termes constants capturent alors tout élément commun dans le taux de croissance du produit régional par tête. Par conséquent, les coefficients des termes $\Delta \log Y_i$ dans les régressions devraient alors refléter essentiellement les impulsions qui proviennent des déviations régionales de la croissance du produit, par rapport au taux de croissance national.

ASY proposent alors l'interprétation suivante des coefficients :

Le coefficient β_K mesurerait le lissage des chocs régionaux sur le produit par tête régional, qui résulte de la détention interrégionale de titres sur la production, β_G serait une mesure du lissage de ces chocs au travers du budget du gouvernement central, β_C représenterait une mesure du lissage provenant du crédit interrégional, et β_U constituerait une mesure de la partie non lissée des chocs.

ASY montrent, dans le cas des États-Unis (tableau 1), que l'assurance est bien plus importante que le crédit comme source de partage du risque : 39 % pour l'assurance, 23 % pour le crédit et 13 % pour le budget central. Mais le crédit apparaît lui-même presque deux fois plus actif que la stabilisation par le budget fédéral : ces résultats signifient que les forces de marché jouent un rôle stabilisateur primordial.

L'interprétation des coefficients proposée par ASY est décisive. Si elle est recevable, cette approche aurait alors le très grand mérite de rassembler dans un cadre unique le rôle de trois mécanismes de lissage, qui sont souvent abordés séparément. Sala-i-Martin et Sachs (1992) ont initié les premiers le travail économétrique sur l'atténuation des chocs par le budget du gouvernement central, au travers des transferts nets. Ils ont été suivis depuis par un grand nombre d'auteurs (voir notamment von Hagen, 1992 ; Bayoumi et Masson, 1995 ; Obstfeld et Peri, 1998 ; Méliitz et Zumer, 2002). Atkeson et Bayoumi (1993) de leur côté, ont étudié l'importance du lissage des chocs régionaux à l'intérieur d'un pays au travers de l'intégration du marché des capitaux. Bayoumi et Klein (1997) ont également examiné le lissage des chocs régionaux à l'intérieur d'un pays, au travers de l'emprunt ou du prêt auprès du reste de la nation. Plus récemment, le travail de ASY a lui-même inspiré au moins deux investigations majeures : Athanasoulis et van Wincoop

I. Le modèle de Asdrubali-Sørensen-Yosha (ASY)

États-Unis 1964-1990

	(1) ASY	(2) Reproduction	(3) Pooling Avec contrainte
β_K	0,39	0,34	0,34
t	(13)	(26)	(26)
\overline{R}^2	–	0,55	0,33
β_G	0,13	0,10	0,10
t	(13)	(17)	(17)
\overline{R}^2	–	0,77	0,19
β_C	0,23	0,26	0,18
t	(4)	(9)	(13)
\overline{R}^2	–	0,24	0,06
β_U	0,25	0,29	0,39
t	(4)	–	–
\overline{R}^2	–	–	–

Colonne 1 : Résultats de ASY (1996).

Colonne 2 : Reproduction des résultats de ASY.

Colonne 3 : Pooling avec la contrainte $1 - \beta_K - \beta_G - \beta_C = 0,39$.

(1998) et Del Negro (1998). Chacune de ces études, cependant, examine uniquement le lissage par l'assurance et par le budget central (β_K et β_G respectivement) et laisse de côté la question de β_C ou lissage par le crédit (comparer avec Lane, 1998a). Le champ plus étroit de chacune de ces études possède certains avantages : il permet de creuser plus profondément un aspect particulier du partage du risque. Ainsi, Athanasoulis et van Wincoop examinent le lissage au travers de l'intégration du marché des capitaux, à différents horizons, allant jusqu'à 26 ans. Del Negro, lui, montre comment les estimations du lissage correspondant à β_K et β_G varient selon la mesure statistique utilisée pour appréhender le revenu permanent. Mais la procédure d'ASY comporte un intérêt considérable : elle permet un examen conjoint du crédit, de l'assurance privée et de l'assurance publique comme mécanismes de lissage. Par conséquent, la validité de l'interprétation de ASY des quatre coefficients β mérite une investigation soignée.

Les difficultés d'interprétation et une formulation révisée

Mélitz et Zumer (1999) mettent en lumière trois objections pour lesquelles l'interprétation des coefficients par ASY pourrait être remise en cause, et proposent un nouveau modèle permettant de remédier à ces défaillances du modèle de base.

Tout d'abord, les variations de la consommation et de l'épargne interrégionales pourraient provenir de modifications des préférences intertemporelles des agents, plutôt que des variations du produit. Si tel était le cas, les coefficients β n'auraient plus rien à voir avec le lissage de la consommation. Deuxièmement, le lissage de la consommation régionale pourrait provenir de l'accumulation ou de la « décumulation » de capital à l'intérieur même d'une région, sans aucun emprunt interrégional, ni aucune stabilisation dérivant des titres de propriété interrégionale. Troisièmement, le théorème de Miller-Modigliani de non pertinence de la politique de dividende pourrait s'appliquer ici : les ménages seraient en mesure de voir au travers du « voile d'entreprise ». Une épargne d'entreprise plus élevée conduirait alors naturellement les ménages à consommer davantage, et β_K et β_C varieraient alors en sens opposés. À la limite, il pourrait même être impossible d'estimer les deux valeurs séparément, et seule leur somme serait identifiée. Même si l'on exclut cette situation extrême, pour peu que les deux coefficients soient simplement fortement liés négativement, sur la base du raisonnement précédent, alors les valeurs comparées de β_K et de β_C nous donneraient bien peu d'information quant à l'importance relative de l'assurance et du crédit comme mécanismes de lissage. Chacune de

ces trois difficultés conceptuelles demeure parfaitement compatible avec des estimations statistiquement excellentes des coefficients β_K , β_C et β_G .

ASY apportent néanmoins certains arguments probants en faveur de leur interprétation des coefficients. Par exemple, leur estimation de la stabilisation automatique par le gouvernement fédéral, qui est de 13 %, s'accorde bien avec les estimations antérieures, obtenues par des méthodes indépendantes. En utilisant les données américaines de PNB, von Hagen (1992) a obtenu 9-10 %. Il a toutefois mesuré les transferts budgétaires nets de manière plus restreinte que ASY, n'incluant que l'impôt fédéral sur le revenu et les transferts fédéraux aux personnes. Dans un travail connexe, Mélitz et Zumer (2002) ont expérimenté une grande variété de mesures possibles des transferts nets, et montrent que si l'on adopte une mesure proche de celle de ASY, en incluant les impôts fédéraux indirects et les subventions fédérales aux États, on obtient bien la même estimation de 13 %¹. Si l'hypothèse de ASY quant aux sources des chocs était entièrement inexacte, il est probable qu'ils n'auraient pas pu obtenir ce résultat parfaitement cohérent avec celui des études antérieures — d'autant plus qu'ils effectuent des estimations jointes des trois équations par les MCG. ASY avancent donc un certain nombre d'arguments en faveur de leur interprétation des coefficients β . Néanmoins, nous soulevons plusieurs objections concernant leurs tests et nous proposons une reformulation de leur modèle.

1. Tout d'abord, si les coefficients β_K , β_G , β_C doivent être convenablement interprétés comme se rapportant au lissage de la consommation, alors il ne doit pas y avoir de chocs sur les préférences régionales. Tout choc sur les préférences modifierait soit le produit régional, soit l'épargne régionale, et aucune de ces deux possibilités ne permettrait l'interprétation correcte des coefficients comme restituant le lissage. Par conséquent, la seule source possible des variations de la consommation régionale compatible avec leur construction des β provient des chocs sur le produit.

Cela signifie clairement que le dernier membre de l'équation (4) n'a pas sa place dans notre formulation révisée. En effet, la seule estimation de cette équation qui pourrait s'accorder avec l'interprétation des coefficients β par ASY, serait un ajustement parfait ($R^2 = 1$). Par conséquent, nous définissons maintenant le modèle comme composé seulement des trois premières équations du système (4), et nous considérons $\Delta \log Y_i$ comme exogène. D'autre part, considérant l'identité (3), le modèle devra également être estimé avec la restriction, où la valeur

1. Voir Mélitz et Zumer (2002). Comme nous le montrons dans ce travail, les estimations beaucoup plus élevées (30 à 40 %) qu'obtiennent Sala-i-Martin et Sachs (1992), puis Bayoumi et Masson (1995), dépendent entièrement de leur utilisation des données de revenu personnel par État (au lieu des données de produit d'État brut) ainsi que de la mesure la plus large possible des transferts nets fédéraux. Nous obtenons la même estimation haute, dès lors que nous suivons exactement leur construction comptable.

de β_U sera ici prédéterminée, et inférée directement à partir des données (d'une manière que nous allons préciser). D'ailleurs, en raison même de l'identité (3), seuls trois des quatre coefficients β peuvent être correctement estimés conjointement.

Nous nous écartons également du modèle de ASY sur les points importants suivants.

2. Nous prenons résolument en considération le sérieux problème de la distinction du *partage* du risque, par opposition au lissage *autonome*, interne à la région. Les coefficients β_K et β_C pourraient parfaitement englober l'accumulation ou la « décumulation » régionale, sans aucun véritable partage du risque entre régions². De plus, les ménages pourraient modifier leurs plans de consommation à la lumière de l'épargne d'entreprise et, si tel était le cas, β_K et β_C ne nous donneraient finalement aucune information sur le lissage *via* le canal de l'assurance ou celui du crédit.

3. ASY traitent les dimensions inégales des différents États américains comme relevant d'un problème d'hétéroscédasticité. Plutôt que de considérer ces tailles inégales comme une complication statistique, nous les envisageons comme une véritable opportunité. En effet, certains États américains, comme le Delaware, sont plus petits que l'Irlande ; d'autres, comme la Californie ou le Texas, sont facilement aussi grands que l'Espagne : ceci justement rend les données américaines d'autant plus pertinentes pour l'Europe. Les petits États devraient être plus ouverts, et le degré d'ouverture est une variable intéressante en elle-même. La possibilité que le degré d'ouverture des États modifie les sources de lissage constitue à coup sûr un sujet particulièrement approprié, dès lors que l'on souhaite tirer des leçons de ces estimations pour l'Union monétaire !

4. Notre dernière modification du modèle initial concerne le traitement des chocs communs. ASY éliminent ces chocs en introduisant des *dummies* annuelles. Notre technique, que nous empruntons à Sala-i-Martin et Sachs, consiste à convertir toutes les variables en pourcentages des valeurs nationales. Nous avons montré (Mélitz et Zumer, 1998) que cette technique est aussi efficace pour éliminer les variations communes à tous les États que l'utilisation des *dummies* temporelles ; elle possède l'avantage de réduire de manière radicale le nombre de coefficients à estimer (encadré 2).

2. Sørensen et Yosha reconnaissent très clairement ce point dans leur article suivant, Sørensen et Yosha (1998).

2. La formulation révisée

Compte tenu des modifications indiquées précédemment, le système que nous nous proposons d'estimer devient à présent :

$$(5) \quad \begin{aligned} \Delta \log y_i - \Delta \log rp_i &= \alpha_K + \beta_K \Delta \log y_i + \gamma_{K,j} (\log X_{i,j}) \Delta \log y_i + \mu_{iK} \\ \Delta \log rp_i - \Delta \log rd_i &= \alpha_G + \beta_G \Delta \log y_i + \gamma_{G,j} (\log X_{i,j}) \Delta \log y_i + \mu_{iG} \\ \Delta \log rd_i - \Delta \log c_i &= \alpha_C + \beta_C \Delta \log y_i + \gamma_{C,j} (\log X_{i,j}) \Delta \log y_i + \mu_{iC} \end{aligned}$$

$$\text{sous la contrainte } \beta_K + \beta_G + \beta_C = 1 - \beta_U \quad 0 < \beta_U < 1$$

$$\text{et pour tout } j, j = 1, \dots, n, \gamma_{K,j} + \gamma_{G,j} + \gamma_{C,j} = 0$$

où les X_j sont de nouvelles variables que nous introduisons dans le modèle. L'utilisation de caractères en minuscules dans les équations (5) signifie que les variables sont maintenant exprimées en ratios de valeurs par tête rapportées aux moyennes nationales par tête. L'équation où intervenait β_U est remplacée par la restriction $\beta_K + \beta_G + \beta_C = 1 - \beta_U$. Nous imposons également $\gamma_{K,j} + \gamma_{G,j} + \gamma_{C,j} = 0$ de façon à nous assurer que l'introduction des variables X_j ne contredise pas la condition $\beta_K + \beta_G + \beta_C = 1 - \beta_U$.

Selon notre spécification de l'équation (5), les termes $\gamma_{K,j} (\log X_{i,j})$ disparaissent lorsque nous additionnons les coefficients de $\Delta \log y_i$ entre les trois équations, et la somme de ces coefficients sera $\beta_K + \beta_G + \beta_C$, ou $1 - \beta_U$. Les variables X_j vont donc seulement jouer sur la décomposition du lissage des chocs entre les trois équations, sans affecter le lissage total.

Nous retiendrons quatre nouvelles variables X_j dans le modèle. La première se rapporte au lissage possible des chocs au travers de l'accumulation ou de la décumulation du capital à l'intérieur même d'une région, sans aucun recours au mécanisme de prêt ou d'emprunt aux autres régions, ni au canal de la détention des titres sur les productions d'autres régions. Afin de pouvoir prendre en compte ce facteur interne, nous introduisons des séries concernant le cycle régional. Celles-ci dépendent strictement des données régionales et sont entièrement indépendantes des données nationales. Ces nouvelles séries z_i sont obtenues en divisant Y_i par sa propre moyenne sur l'ensemble de la période et en utilisant un filtre de Hodrick-Prescott pour éliminer la tendance de long terme. La présence combinée de y_i et de z_i est importante. Puisque y_i dépend strictement de l'activité de la région i relativement aux autres régions, la significativité séparée de z_i doit refléter le comportement de lissage autonome de la région.

La deuxième variable supplémentaire X_j est la taille de la région, mesurée par le ratio n_i de la population régionale à la population nationale. Notre hypothèse quant à la taille, associée à la littérature sur les zones monétaires optimales, est que les régions plus petites

dépendent davantage du commerce et tendent à être plus ouvertes. En conséquence, les régions plus petites devraient être plus spécialisées dans la production, et donc détenir une plus grande proportion de titres sur les autres régions. Sur cette base, nous nous attendons à obtenir un coefficient γ_K négatif et un coefficient γ_C positif.

La troisième variable supplémentaire est un indice P_i de persistance de Campbell-Mankiw. Au regard de la discussion d'ASY, nous anticipons, pour la variable P_i , un signe positif pour γ_K et un signe négatif pour γ_C ³.

Enfin, nous introduisons dans le modèle le taux d'intérêt réel r (identique pour toutes les régions). Dans leurs commentaires sur les différentes sous-périodes de leur échantillon 1964-1990, ASY suggèrent qu'une politique monétaire restrictive pourrait être responsable de certaines variations de β_C relativement à β_K . Nous explorons maintenant cette intuition directement : une augmentation de r associée à une politique monétaire restrictive devrait normalement conduire à une augmentation du rapport β_K/β_C .

Les résultats américains

Dans la première colonne du tableau 1, nous rapportons les résultats de ASY quant aux estimations de β_K , β_G , β_C et β_U . La colonne 2 montre notre reproduction de leurs estimations en utilisant leur propre spécification économétrique. La troisième colonne présente notre estimation en *pooling* simple, incluant nos variables transformées en ratios (abandon des *dummies* temporelles), et une valeur prédéterminée de β_U , définissant un modèle cohérent quant aux sources des chocs.

Nous construisons β_U , ici comme dans la suite, en calculant la variance de la consommation C_i que nous divisons par la variance du produit Y_i , et nous calculons alors la moyenne sur l'ensemble de la période. Il s'agit donc du rapport des variances sur les séries en coupe horizontale. La principale raison de ce choix réside dans notre constat, au cours de nombreux essais, que cette mesure produit toujours la plus faible valeur possible de β_U . Par conséquent, elle autorise le champ d'application le plus large de notre méthode de décomposition. Ce choix fait sens : si les variations de la consommation régionale

3. Nous construisons l'indice de persistance de Campbell-Mankiw (P_i) de la manière suivante :

$$\Delta \log y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^3 \phi_{ij} \Delta \log y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

nous définissons par conséquent P_i pour la région i comme :

$$P_i = \left(1 - \sum_{j=1}^3 \phi_{ij} \right)^{-1}$$

proviennent exclusivement des variations de la production régionale, comme le suppose notre modèle, alors toute variance plus faible, en coupe horizontale, de la consommation régionale par rapport à la variance en coupe horizontale du produit régional, doit refléter un lissage interrégional.

Notre mesure de β_U est de 39 % pour les États-Unis sur la période 1963-1990. C'est un résultat intéressant en soi, parce qu'il conforte l'idée selon laquelle une grande part du lissage de la consommation s'effectue à l'intérieur même du pays.

Le tableau 2 présente les résultats obtenus lorsque les quatre variables X_j (z_p , n_p , P_p et r) sont introduites dans l'équation.

Observons tout d'abord les nouvelles estimations de β_K , β_G et β_C . En ce qui concerne β_G (ou lissage *via* les transferts nets du gouvernement central), il n'y a pas de véritable différence. La nouvelle estimation de 13 % est identique à celle de ASY (voir à ce sujet également Mélitz et Zumer, 2002). Mais les estimations révisées de β_K et β_C diffèrent maintenant largement de celles de ASY ; β_K est ici égal à β_C . Ainsi, le lissage *via* le crédit devient aussi élevé que le lissage par l'assurance. Ce changement est entièrement attribuable à z_p , c'est-à-dire à l'introduction dans le modèle du lissage autonome, interne à la région. Si l'on retire z_i des équations, on obtient à nouveau des coefficients β_K et β_C quasi identiques à ceux du tableau 1, tandis que le reste du tableau 2 demeure inchangé.

Comme prévu, nous voyons à partir de $\gamma_K(z)$, $\gamma_G(z)$ et $\gamma_C(z)$, que z_i réduit l'assurance de beaucoup (de 0,07) et augmente le crédit de manière notable, tout en maintenant constant le rôle des transferts budgétaires. Il est donc clair que le fait de n'avoir pas su prendre en compte l'auto-financement dans l'analyse du lissage de la consommation, conduit à des estimations exagérées de l'assurance interrégionale et à une sous-estimation du rôle du crédit interrégional. Cette conclusion est corroborée par nos résultats pour le Canada⁴.

En ce qui concerne la variable n , nous n'obtenons pas — pour l'instant — confirmation de notre hypothèse selon laquelle une grande taille relative de la région, ou une plus faible ouverture de celle-ci, réduit la diversification interrégionale de portefeuille par tête.

Pour ce qui est de l'effet de l'indice de persistance de Campbell-Mankiw, il confirme entièrement les intuitions de ASY. Une plus grande persistance augmente le recours au partage du risque *via* l'assurance, relativement à l'emprunt — ce qui paraît logique.

4. Elle est également pertinente au regard des résultats de Athanasoulis et van Wincoop (1998), ainsi que de Del Negro (1998), qui ne parviennent pas à prendre en compte les ajustements intra-régionaux, et en conséquence exagèrent selon nous également l'importance de l'assurance interrégionale.

2. États-Unis - Estimations en *pooling* du modèle révisé

États-Unis 1964-1990

Le modèle révisé Avec $\beta_U = 0,39$						
Equation 1	$\beta_K = 0,24$ (7,6)	$\gamma_K(Z) = -0,067$ (- 5,06)	$\gamma_K(n) = -0,008$ (- 0,64)	$\gamma_K(P) = 0,346$ (10,20)	$\gamma_K(r) = 0,009$ (4,19)	$\bar{R}^2 = 0,47$
Equation 2	$\beta_G = 0,13$ (7,8)	$\gamma_G(Z) = -0,006$ (- 0,90)	$\gamma_G(n) = 0,030$ (4,89)	$\gamma_G(P) = 0,031$ (1,82)	$\gamma_G(r) = -0,005$ (- 4,25)	$\bar{R}^2 = 0,20$
Equation 3	$\beta_C = 0,24$ (6,8)	$\gamma_C(Z) = 0,073$ (4,97)	$\gamma_C(n) = -0,023$ (- 1,63)	$\gamma_C(P) = -0,377$ (- 10,04)	$\gamma_C(r) = -0,005$ (- 1,87)	$\bar{R}^2 = 0,11$

Finalement, les estimations de l'impact du taux d'intérêt réel sur l'activité de lissage confirment l'hypothèse selon laquelle des taux d'intérêt réels plus élevés réduiront le recours au crédit interrégional en faveur de la diversification de titres.

Le tableau 3 rapporte une estimation supplémentaire qui vient compléter l'analyse du cas américain. Il s'agit d'une estimation *between* d'économétrie de panel, qui inclut la taille des États comme variable additionnelle. De manière remarquable, cette estimation fait apparaître $\gamma_K(z)$ comme très significatif, avec le signe négatif attendu. Ce résultat confirme l'idée selon laquelle une plus grande ouverture favorise la détention interrégionale de la propriété et le mécanisme implicite d'assurance correspondant. À la réflexion, le fait que ce résultat ne soit pas apparu jusqu'à présent paraît naturel : l'ouverture est une caractéristique institutionnelle dont les effets pourraient n'être décelés que dans les estimations en coupe, comme le *between* du tableau 3, qui concerne davantage le comportement sur une longue période de temps.

3. États-Unis – Estimations *between* du modèle révisé

États-Unis 1964-1990

Le modèle révisé Avec $\beta_U = 0,31$			
Equation 1	$\beta_K = 0.45$ (37)	$\gamma_K(n) = -0.09$ (-13)	$\overline{R}^2 = 0.60$
Equation 2	$\beta_G = 0.09$ (13)	$\gamma_G(n) = -0.02$ (-5.6)	$\overline{R}^2 = 0.06$
Equation 3	$\beta_C = 0.16$ (13)	$\gamma_C(n) = 0.12$ (16)	$\overline{R}^2 = 0.04$

Les résultats canadiens

Les données de consommation régionales n'existent pas pour les États-Unis et les séries doivent être construites à partir des données de ventes au détail. Il est donc d'autant plus important d'appliquer notre approche à des pays pour lesquels les données de consommation régionales sont disponibles : c'est le cas du Canada. Les autres données requises pour appliquer notre approche sont également disponibles.

Le tableau 4 rapporte l'effet de l'introduction du cycle régional z_{jt} , ainsi que des autres variables X_j ajoutées au modèle de base. La mesure de persistance et le taux d'intérêt réel sont identiques à ceux utilisés pour les États-Unis.

4. Canada – Estimations en *pooling* du modèle révisé

Canada 1962-1994

Le modèle révisé Avec $\beta_U = 0,37$						
Equation 1	$\beta_K = 0,17$ (3,07)	$\gamma_K(Z) = -0,011$ (- 5,46)	$\gamma_K(n) = -0,066$ (- 1,39)	$\gamma_K(P) = 0,766$ (3,60)	$\gamma_K(r) = 0,008$ (0,78)	$\bar{R}^2 = 0,35$
Equation 2	$\beta_G = 0,09$ (3,77)	$\gamma_G(Z) = 0,002$ (1,77)	$\gamma_G(n) = -0,045$ (- 2,21)	$\gamma_G(P) = 0,054$ (0,58)	$\gamma_G(r) = -0,019$ (- 4,37)	$\bar{R}^2 = 0,24$
Equation 3	$\beta_C = 0,38$ (6,94)	$\gamma_C(Z) = 0,010$ (4,68)	$\gamma_C(n) = 0,111$ (2,33)	$\gamma_C(P) = -0,819$ (- 3,84)	$\gamma_C(r) = 0,011$ (1,11)	$\bar{R}^2 = 0,29$

L'indice de persistance présente l'effet positif attendu sur β_K et un effet négatif sur β_C , ce qui nous conforte dans l'interprétation de β_K et β_C comme se rapportant respectivement à l'assurance et au crédit. En revanche, l'effet du taux d'intérêt réel sur le crédit relativement à l'assurance n'apparaît pas. Un autre résultat notable du tableau 4 est l'effet négatif de la taille des régions sur β_G , qui est compensé par un effet positif sur β_C . Il semble donc que les Provinces plus petites reçoivent davantage d'aide du gouvernement fédéral dans le cas de chocs adverses, et en conséquence empruntent moins auprès du reste de la fédération.

La dimension internationale

L'application internationale de l'approche de ASY est essentielle, si nous voulons en tirer des leçons pour l'UEM. En effet, puisque l'Union monétaire européenne représente une modification majeure des relations économiques entre les pays membres, il est nécessaire de comparer les résultats précédents, qui concernent deux fédérations, avec ceux que l'on obtient sur des groupes de pays qui ne possèdent pas de monnaie unique. Ainsi pourra-t-on tenter de déduire les effets du passage d'un état à l'autre des relations monétaires. En effectuant cet exercice, on doit garder à l'esprit que les statistiques nationales sont supérieures aux statistiques régionales de plusieurs façons. Les balances de comptes courants fournissent des chiffres pour l'emprunt extérieur net en tant que tel. De même, les différences entre PNB et PIB enregistrent les flux courants de revenus nets des facteurs en provenance de l'étranger. Par conséquent, à certains égards, l'application internationale du modèle devrait être plus aisée que les applications nationales. Le partage international du risque devrait être plus simple à isoler des réponses strictement nationales au risque idiosyncratique, tandis que certaines des sources exactes du partage du risque pourront être identifiées plus directement. Par ailleurs, nous n'aurons pas à nous préoccuper des transferts budgétaires nets au travers d'une agence gouvernementale supranationale, puisqu'une telle agence n'existe pas — excepté sans doute dans le cas de l'UE, où son rôle en la matière est jusqu'à présent négligeable.

Une lacune majeure subsiste néanmoins dans les statistiques nationales : celles-ci ne mesurent pas les gains et les pertes sur les avoirs extérieurs nets. Les différences entre PIB et PNB couvrent les flux de revenus enregistrés, mais ne prennent pas en compte les gains et les pertes en capital. Comme Obstfeld (1986, pp.82-86) et Stockman et Svensson (1987) l'ont fait remarquer, cette omission pourrait peser considérablement dans l'analyse du comportement du marché. Par

conséquent, il nous faudra ici encore faire appel aux types d'inférences que nous avons précédemment utilisés. Le biais national dans les portefeuilles internationaux pourrait réduire la portée de ce problème. Pourtant, les mouvements de capitaux à long terme sont considérables, et les gains ou pertes en capital non enregistrés sur les positions extérieures peuvent être colossaux (encadré 3).

3. Le modèle international

L'identité comptable dont nous partons est maintenant la suivante :

$$(6) \quad Y_i = \frac{Y_i}{PNB_i} \frac{PNB_i}{A_i} \frac{A_i}{C_i} C_i$$

où Y_i est le PIB (comme précédemment), PNB_i est le produit national brut, A_i est l'absorption nationale, et C_i est la somme des consommations privée et publique. En concordance avec l'identité (6), nous proposons alors la version suivante du modèle, adaptée au cas international :

$$(7) \quad \Delta \log y_i - \Delta \log pnb_i = \alpha_{K1} + \beta_{K1} \Delta \log y_i + \gamma_{K1,j} (\log X_{i,j}) \Delta \log y_i + \mu_{iK1}$$

$$\Delta \log pnb_i - \Delta \log a_i = \alpha_C + \beta_C \Delta \log y_i + \gamma_{C,j} (\log X_{i,j}) \Delta \log y_i + \mu_{iC}$$

$$\Delta \log a_i - \Delta \log c_i = \alpha_{K2} + \beta_{K2} \Delta \log y_i + \gamma_{K2,j} (\log X_{i,j}) \Delta \log y_i + \mu_{iK2}$$

avec pour contrainte $\beta_{K1} + \beta_C + \beta_{K2} = 1 - \beta_U$ $0 < \beta_U < 1$

et $\gamma_{K1,j} + \gamma_{C,j} + \gamma_{K2,j} = 0$

Encore une fois, les caractères en minuscules désignent les ratios, c'est-à-dire ici les valeurs nationales par tête divisées par les valeurs internationales par tête. Nous continuons d'utiliser β_C pour désigner le lissage *via* le crédit et β_K le lissage *via* l'assurance. Ainsi, β_C apparaît maintenant dans la deuxième équation au lieu de la troisième, deux coefficients β_K (β_{K1} et β_{K2}) sont nécessaires, et β_G n'apparaît plus.

Le coefficient β_{K1} concerne le partage du risque *via* les flux de revenus (première équation), et β_{K2} comprendrait alors tout partage du risque *via* les gains et les pertes en capital (troisième équation). Bien sûr, le véritable partage du risque qu'implique la troisième équation (plutôt que le lissage interne) est loin d'être évident. En effet, cette dernière équation devrait plutôt être considérée comme concernant, de manière plus vaste, le lissage des chocs idiosyncratiques au travers de l'épargne nationale provenant de toutes les autres sources possibles, en dehors de celles des deux premières équations (revenus des facteurs extérieurs et emprunt extérieur). Seule l'utilisation des variables additionnelles X_j pourrait nous garantir que β_{K2} concerne en partie le partage du risque au travers des titres nets de propriété sur l'étranger. Nous comptons beaucoup à cet égard sur l'adjonction du cycle national z_i . La significativité de z_i sera interprétée comme reflétant strictement le comportement national, et si cette variable modifie le coefficient β_{K2} , alors cela renforce l'idée que β_{K2} capture au moins partiellement le partage international du risque.

Pour estimer les équations (7), nous utilisons le plus large échantillon possible de données de pays de l'OCDE. Celles-ci recouvrent 23 pays sur la période 1970-1994, soit 575 observations. Ces pays comprennent les quinze membres de l'UE, les États-Unis, le Canada, le Japon, l'Australie, la Nouvelle-Zélande, l'Islande, la Norvège et la Suisse.

Les mesures de β_U qui reposent sur les moyennes pour l'ensemble des années (les calculs en *between*) sont de 80 % pour l'OCDE et de 77 % pour les membres de l'UE. Ainsi, il y a 20 % de lissage des chocs à analyser dans le premier cas et 23 % dans le second. Ces résultats du lissage international des chocs sont bien plus faibles que ceux obtenus précédemment sur les échantillons nationaux. Par conséquent, de toute évidence, l'intégration économique, plus élevée à l'intérieur des pays qu'entre eux, favorise le lissage (voir également Crucini, 1998). Par ailleurs, nous avons obtenu des variances des y_i nationaux plus élevées que celles des y_i régionaux. Le tableau 5 présente les coefficients de variance. Ceux-ci sont au moins quatre fois plus élevés au niveau national qu'au niveau régional. Dans ce tableau, on observe également la réduction des coefficients de variance lorsque l'on élimine la variance des taux de change effectifs réels, ce qui rend les résultats davantage comparables à ceux obtenus précédemment pour les régions à l'intérieur des pays⁵. Cependant, qu'il s'agisse des résultats internationaux ajustés ou non ajustés, la conclusion demeure la même : les chocs idiosyncratiques sont formidablement plus élevés entre pays qu'à l'intérieur de ceux-ci.

5. Coefficients de variance du PIB parmi les pays de l'UE et de l'OCDE

	Non ajusté ¹	Corrigé ²
OCDE 23	1,59	1,13
UE 15	1,18	0,99

1. Le coefficient de variance est la moyenne, sur toute la période de l'échantillon, de la variance internationale divisée par la moyenne internationale.

2. La différence entre les valeurs non-ajustées et les valeurs corrigées est que, même si les séries nationales sont déjà exprimées en termes réels (converties en dollars), nous avons simplement soustrait la variance du taux de change effectif réel au coefficient non ajusté. Les valeurs corrigées sont alors davantage comparables aux valeurs régionales obtenues précédemment.

Le tableau 6 contient les principaux résultats des tests internationaux. L'indice de persistance et le taux d'intérêt réel sont omis, dans la mesure où ces deux variables ne sont jamais apparues significatives. La variable de cycle national z_i apparaît significative dans les équations en *pooling* pour l'OCDE, mais pas pour l'UE ; même dans le cas de l'OCDE, la présence de z_i modifie peu les estimations des coefficients β . Par conséquent, il n'est pas aisé de pouvoir déterminer dans quelle mesure β_{K2} peut véritablement être associé à du *risk sharing* international.

5. Le fait de ne pas prendre en compte les variations des taux de change effectifs réels — pour les éliminer du calcul — conduit ces variations à infiltrer les données (de même que le différentiel d'inflation), en dépit de la conversion de toutes les séries en dollars.

6. Estimations en *pooling* du modèle ASY révisé sur données internationales

Méthode d'estimation	OCDE 23 1960-1994		UE 15 1960-1994	
Pooling	$\beta_U = 0.80$		$\beta_U = 0.77$	
Equation 1	$\beta_{K1} = 0,05$ (10,23)	$\gamma_{K1}(Z) = -0,001$ (-5,6)	$\beta_{K1} = 0,08$ (4,77)	$\gamma_{K1}(Z) = 0,008$ (0,91)
Equation 2	$\beta_C = 0,01$ (1,49)	$\gamma_C(Z) = 0,001$ (2,38)	$\beta_C = 0,02$ (0,71)	$\gamma_C(Z) = -0,015$ (-0,97)
Equation 3	$\beta_{K2} = 0,13$ (17,57)	$\gamma_{K2}(Z) = -0,008$ (-2,45)	$\beta_{K2} = 0,13$ (6,22)	$\gamma_{K2}(Z) = 0,006$ (0,51)
Between	$\beta_U = 0,80$		$\beta_U = 0,77$	
Equation 1	$\beta_{K1} = 0,07$ (21,21)	$\gamma_{K1}(n) = 0,006$ (2,71)	$\beta_{K1} = 0,13$ (14,55)	$\gamma_{K1}(n) = 0,059$ (8,76)
Equation 2	$\beta_C = 0,05$ (8,12)	$\gamma_C(n) = -0,013$ (-2,95)	$\beta_C = 0,01$ (0,96)	$\gamma_C(n) = -0,068$ (-7,58)
Equation 3	$\beta_{K2} = 0,08$ (13,26)	$\gamma_{K2}(n) = 0,007$ (2,10)	$\beta_{K2} = 0,09$ (9,55)	$\gamma_{K2}(n) = 0,010$ (1,42)

Nombre d'observations : 575 (OCDE) et 375 (UE).
Source : Mélitz et Zumer (1999).

Plusieurs conclusions fortes émergent néanmoins. La variation des revenus des facteurs étrangers nets se révèle être beaucoup plus importante que l'emprunt extérieur, dans le lissage des chocs au niveau international. Ceci apparaît dans le court terme comme dans le long terme (équation *between*). Cet effet est encore plus marqué pour l'UE, où le canal du crédit n'est jamais significatif. L'emprunt extérieur n'est significatif que pour les 23 pays de l'OCDE dans le long terme. Le rôle important habituellement attribué aux balances de compte courant dans l'analyse macroéconomique formelle de la stabilisation pourrait donc bien être surestimé. La comparaison entre β_{K1} et β_{K2} est également intéressante. β_{K2} est plus important que β_{K1} dans le court terme, mais l'importance relative de β_{K1} s'accroît à long terme. À l'intérieur de l'UE, β_{K1} domine même β_{K2} dans le long terme — résultat particulièrement impressionnant, puisque β_{K1} possède une interprétation très étroite et β_{K2} une interprétation très large. Le panorama général dans le long terme pour l'UE est intéressant : plus de la moitié du lissage provient du partage du risque, et ce partage du risque repose uniquement sur l'assurance.

Certains résultats remarquables concernent également n_i , qui reflète le degré d'ouverture, mesuré dans le tableau 6 par le ratio des exportations et des importations au PIB (au lieu de la population relative qui constituait précédemment seulement une variable *proxy* pour l'ouverture). Notons qu'une augmentation de n_i signifie maintenant une plus grande ouverture. Ici encore, comme c'était le cas pour les États-Unis, n_i apparaît comme significative, avec le signe adéquat dans les estimations *between*. L'ouverture devrait conduire à davantage de détentions croisées de ressources, et donc à des valeurs positives de $\gamma_{K1}(n)$ et $\gamma_{K2}(n)$, et à une valeur négative, en compensation, pour $\gamma_C(n)$. C'est exactement ce qui se produit dans les estimations⁶. Les valeurs des coefficients $\gamma(n)$ sont significativement plus élevées à l'intérieur de l'UE que dans l'OCDE, ce qui indiquerait que l'impact de l'ouverture est plus prononcé parmi les 15 membres de l'UE que parmi les 23 pays de l'OCDE. Le signe approprié de $\gamma_{K2}(n)$ dans l'équation *between* tend également à renforcer l'interprétation de β_{K2} comme se référant en partie au *risk sharing* international.

Fédéralisme ou mécanismes décentralisés ?

Nous avons étudié les canaux interrégionaux et internationaux de lissage des chocs sur le produit, en renouvelant le cadre d'analyse défini par ASY, auquel nous avons apporté des modifications essentielles. Contrairement à ces auteurs, nous interprétons le modèle comme postulant que tous les mouvements régionaux (nationaux) de la consommation relativement à la moyenne nationale (internationale) proviennent des chocs sur le produit, le modèle étant inapplicable si tel n'est pas le cas. En conséquence, nous traitons le degré de consommation non lissée comme prédéterminé dans le modèle. Nous essayons également d'enrichir le modèle en incorporant des influences additionnelles, parmi lesquelles le degré d'ouverture des régions ou des pays considérés. Le nouveau modèle produit d'excellents résultats sous sa forme révisée. Pour les États-Unis, notre estimation de la stabilisation régionale au travers du fédéralisme budgétaire est identique à celle de ASY. Mais nous obtenons des estimations différentes du partage du risque *via* les deux mécanismes de marché. Tandis que ces auteurs montrent que l'assurance dépasse de beaucoup le crédit, selon nos résultats le crédit possède la même importance relative que l'assurance dans le partage du risque interrégional. Nous montrons également que ces deux canaux de marché conjugués ne surpassent pas le lissage au travers du budget du gouvernement fédéral d'une manière aussi radicale

6. On comparera avec le travail de Lane (1998b), qui obtient des résultats qui corroborent les nôtres.

que ce que ASY ont indiqué. Ces conclusions, qui découlent de notre décision de prendre en compte dans l'estimation le lissage autonome par région, sont corroborées par nos résultats canadiens. Dans l'ensemble nos estimations pour les États-Unis et le Canada sont remarquablement similaires⁷.

L'adaptation du modèle au cas international a porté ses fruits également. Les données brutes suggèrent différents ordres de magnitude pour les chocs et leur lissage, au niveau international et au niveau national. Les chocs idiosyncratiques sont plus amples et le lissage plus faible au niveau international. L'analyse économétrique révèle d'autres différences majeures entre les niveaux nationaux et internationaux. Le résultat le plus important est que le crédit joue un rôle beaucoup plus faible, relativement au canal des titres de propriété (sur le revenu du travail aussi bien que sur la richesse), dans le partage du risque entre pays, particulièrement dans le long terme. Une autre conclusion majeure est que le degré d'ouverture des économies compte dans le long terme. Le rôle du degré d'ouverture émerge clairement non seulement dans le cas international mais également dans le cas américain. Ces éléments soutiennent l'hypothèse selon laquelle l'ouverture favorise le partage du risque *via* l'assurance par opposition au crédit. Sur cette base, on peut dire que l'ouverture accroît le degré de protection, puisque l'assurance est clairement plus susceptible que le crédit de procurer une couverture contre les chocs *durables*. De l'autre côté, bien sûr, l'ouverture pourrait amplifier les chocs eux-mêmes, comme nous l'avons mentionné précédemment.

Plusieurs implications pour l'Union monétaire découlent de ces résultats. En Europe, jusqu'à présent, le débat a insisté sur le fait que les pays membres ont sacrifié leur politique monétaire indépendante. Pourtant, selon nos estimations, 75 à 80 % des chocs idiosyncratiques sur le produit demeurent non lissés parmi les pays de l'UE. Par conséquent, l'importance de ce sacrifice pourrait bien avoir été quelque peu exagérée. Toutefois, il reste vrai qu'une partie du lissage qui se manifeste dans nos tests pourrait provenir de la politique monétaire. En particulier, le coefficient β_{K2} dans nos équations en *pooling* pourrait résulter en partie de la politique monétaire qui peut affecter l'épargne nationale. Cependant, aucun effet de la politique monétaire *via* le compte courant ne ressort dans nos tests, puisque β_C n'est pas significatif dans nos régressions en *pooling* simple (pertinentes ici compte tenu du fait que la politique monétaire agit principalement dans le court terme).

De manière significative, nos résultats conduisent à deux raisons de pouvoir espérer davantage de lissage au travers des forces de marché en UEM. Premièrement, nos estimations de β_C sont plus élevées pour

7. Mélitz et Zumer (1999) ont également tenté d'adapter le modèle au Royaume-Uni et à l'Italie. Cette application se révèle malaisée, pour des raisons que les auteurs ne prétendent pas maîtriser pour l'instant.

les États-Unis et le Canada que pour l'OCDE et l'UE, et ceci non seulement en termes absolus mais également relativement à $1 - \beta_U$ (ou lissage total). L'interprétation naturelle serait que les régions sont en mesure d'emprunter plus facilement auprès du reste du pays que ne sont les pays auprès du reste du monde⁸. Si tel est le cas, le crédit devrait devenir plus facilement disponible pour financer des difficultés temporaires dans l'Union monétaire, qu'il ne l'est aujourd'hui entre les pays membres du système. Deuxièmement, nos résultats concernant le degré d'ouverture montrent que dans le long terme, l'intégration économique favorise la détention de titres de propriété transnationaux. Pour cette raison, on peut penser que la monnaie unique devrait progressivement conduire à davantage d'assurance contre les chocs. En adéquation avec chacun de ces deux résultats, on peut dire qu'il existe en effet davantage de lissage des chocs idiosyncratiques au travers des forces de marché à l'intérieur des pays qu'entre les pays. Hess et Shin (1997), dans une étude connexe, parviennent à une conclusion similaire quant aux implications de l'UEM.

Une autre critique fréquente du fonctionnement de l'UEM concerne l'absence — ou la quasi absence — d'un mécanisme de transferts publics nets tel que celui qui existe à l'intérieur des pays et dont nous avons confirmé la présence pour les États-Unis et le Canada (voir également Méliitz et Zumer, 2002). Mais cet argument repose sur l'idée qu'une certaine capacité de lissage est « perdue » en Union monétaire et devra être remplacée. Étant donné le raisonnement précédent, cependant, ce principe n'est pas nécessairement correct : tandis que l'Union monétaire réduit vraisemblablement le lissage en supprimant l'indépendance monétaire, elle devrait accroître simultanément le lissage au travers des canaux de marché.

Une autre dimension majeure de la question générale discutée ici, à laquelle nous avons déjà fait allusion, est l'impact de l'Union monétaire sur l'ampleur des chocs idiosyncratiques eux-mêmes, plutôt que l'étude du pourcentage de ces chocs absorbés par les différents canaux. Sur cette question, il y a des arguments qui vont dans les deux sens. Certaines études considèrent que l'intégration commerciale réduira les composantes asymétriques des cycles dans l'UE. Krugman (1993) a exprimé de façon marquante le fait que l'unification monétaire favorisera la spécialisation régionale et accroîtra l'élément idiosyncratique des chocs auxquels seront confrontés les États membres. Frankel et Rose (1997) parviennent à la conclusion opposée. La recherche demeure active sur la question (Artis et Zhang (1997), Imbs (1998)). Cependant, ce problème se situe en dehors du champ de nos présentes explorations. Nous considérons ici comme donnée l'amplitude des chocs et nous ne sommes en mesure que d'évaluer dans quelle proportion et par quels mécanismes ils sont lissés. À l'intérieur de ces limites, la leçon fondamentale que l'on

8. Ceci constitue clairement une autre manifestation du résultat de Feldstein-Horioka (1980).

retiendra, en se fondant sur notre extension du travail ingénieux de ASY, est celle-ci : l'Union monétaire devrait encourager le lissage au travers des canaux de marché. Pour autant, il est loin d'être démontré que cette contribution importante au *risk-sharing* européen produira rapidement une protection suffisante pour compenser l'absence de soutien qui émanerait d'une forme de partage *budgétaire* du risque.

Références bibliographiques

- ARTIS M. et W. ZHANG, 1997 : « International business cycles and the ERM: Is there a European business cycle? », *International Journal of Finance and Economics*, 2, janvier, pp. 1-16.
- ASDRUBALI P., B. SØRENSEN et O. YOSHA, 1996 : « Channels of inter-state risk-sharing: United States 1963-1990 », *Quarterly Journal of Economics*, 111, pp. 1081-1110.
- ATHANASOULIS S. et E. VAN WINCOOP, 1998 : « Risksharing within the United States: What have financial markets and fiscal federalism accomplished? », *working paper*, Federal Reserve Bank of New York.
- ATKESON A. et T. BAYOUMI, 1993 : « Do private capital markets insure regional risk? Evidence from the United States and Europe », *Open Economies Review*, 4, pp. 303-324.
- BACKUS D., P. KEHOE et F. KYDLAND, 1992 : « International real business cycles », *Journal of Political Economy*, 100, pp. 745-775.
- BAYOUMI T. et M. KLEIN, 1997 : « A Provincial view of economic integration », *IMF Staff Papers*, 44, pp. 534-556.
- BAYOUMI T. et P. MASSON, 1995 : « Fiscal flows in the United States and Canada: Lessons for Monetary Union in Europe », *European Economic Review*, 30, pp. 253-274.
- COCHRANE J., 1991 : « A Simple test of full consumption insurance », *Journal of Political Economy*, 99, pp. 957-976.
- CAMPBELL J. et G. MANKIW, 1987 : « Are output fluctuations transitory? », *Quarterly Journal of Economics*, 102, pp. 857-880.
- COURCHENE T. et M.-A. LABERGE, 1998 : « The future of Canadian currency union: NAFTA and Quebec independence », article présenté à la conférence de l'Université de Bonn : « Common Money, Uncommon Regions », 24-25 juillet.
- CRUCINI M., 1998 : « On international and national dimensions of risk sharing », *Review of Economics and Statistics*, à paraître.

- CRUCINI M. et G. HESS, 1999 : « Regional versus national risksharing », in Hess and van Wincoop, eds., *Intranational Macroeconomics*, à paraître.
- DEATON A., 1992 : *Understanding consumption*, Oxford University Press.
- DEL NEGRO M., 1998 : « Aggregate risk sharing across US states and across European countries », *working paper*, Yale University.
- FELDSTEIN M. et C. HORIOKA, 1980 : « Domestic saving and international capital flows », *Economic Journal*, 90, pp. 314-329.
- FRANKEL J. et A. ROSE, 1995 : « Is EMU more justifiable ex-post than ex-ante? », *European Economic Review*, 41, pp. 753-760.
- FRÉMONT A., J. MÉLITZ et F. ZUMER, 2000 : « Discrimination par le marché entre les dettes des Etats membres de l'UEM », *Revue de l'OFCE* n° 72, janvier.
- HESS G. et K. SHIN, 1997 : « International and intranational business cycles », *Oxford Review of Economic Policy*, 13, n° 3, pp. 93-109.
- HESS G. et K. SHIN, 1998 : « Intranational business cycles in the United States », *Journal of International Economics*, 44, pp. 289-313.
- IMBS J., 1998 : « Fluctuations, bilateral trade and exchange rate regime », *Working paper*, HEC-DEEP, University of Lausanne.
- KRUGMAN P., 1993 : « Lessons of Massachusetts for EMU », in Francisco Torres and Francesco Giavazzi, eds. *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press.
- LANE P., 1998a : « International investment positions: A cross-sectional analysis », *Working paper*, Trinity College Dublin.
- LANE P., 1998b : « Do international investment flows smooth income? », *Working paper*, Trinity College Dublin.
- MACE B., 1991 : « Full insurance in the face of aggregate uncertainty », *Journal of Political Economy*, 99, pp. 929-956.
- MÉLITZ J. et F. ZUMER, 1998 : « Regional redistribution and stabilization by the center in Canada, France, the United Kingdom and the United States: New estimates based on panel data econometrics », *CEPR Discussion Paper* n° 1829.
- MÉLITZ J. et F. ZUMER, 1999 : « Interregional and international risk-sharing and lessons for EMU », *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 51, pp. 149-188.
- MÉLITZ J. et F. ZUMER, 2002 : « Regional redistribution and stabilization by the center in Canada, France, the UK and the US – A reassessment and new tests », *Journal of Public Economics*, à paraître.

- OBSTFELD M., 1986 : « Capital mobility in the world economy: Theory and measurement » *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 24, pp. 55-103.
- OBSTFELD M., 1994 : « Are industrial-country consumption risks globally diversified? » in Leonardo Leiderman and Assaf Razin, eds., *Capital Mobility: the Impact on Consumption, Investment and Growth*, Cambridge University Press.
- OBSTFELD M. et G. PERI, 1998 : « Regional nonadjustment and fiscal policy », *Economic Policy*, 26, pp. 205-259.
- OBSTFELD M. et K. ROGOFF, 1996 : *Foundations of international economics*, MIT Press.
- SALA-I-MARTIN X. et J. SACHS, 1992 : « Fiscal Federalism and optimum currency areas: Evidence for Europe from the United States », in Matthew Canzoneri, Vittorio Grilli et Paul Masson, eds. *Establishing a central bank: Issues in Europe for lessons from the U.S.*, Cambridge University Press.
- SØRENSEN B. et O. YOSHA, 1998 : « International risk sharing and European monetary unification », *Journal of International Economics*, 45, n° 2, pp. 211-238.
- STOCKMAN A. et L. SVENSSON, 1987 : « Capital flows, investment, and exchange rates », *Journal of Monetary Economics*, 19, pp. 171-201.
- VON HAGEN J., 1992 : « Fiscal arrangements in a monetary union – Some evidence from the US », in Don Fair et Christian de Boissieu, eds. *Fiscal policy, taxes, and the financial system in an increasingly integrated Europe*, Kluwer Academic Publishers.
- ZUMER F., 1998 : « Stabilisation et redistribution budgétaires entre régions : État centralisé, État fédéral », *Revue de l'OFCE* n° 65, pp.243-289.

ANNEXE

Description et sources des données

États-Unis

Nous avons employé les mêmes données annuelles que celles utilisées par Asdrubali, Sørensen et Yosha (1996), qui couvrent la période 1963-1990 ; elles comprennent les 50 États américains, mais Washington DC est exclu. Le taux d'intérêt réel provient des *Perspectives Économiques de l'OCDE* ; l'indice des prix à la consommation provient des Tableaux des *Comptes Nationaux* de l'OCDE. Les données de consommation régionale ne sont pas disponibles pour les États-Unis et les séries ont été construites par ASY à partir de celles des ventes au détail.

Canada

Pour le Canada, les séries principales proviennent d'un extrait de la base de données CANSIM, « Comptes Économiques des Provinces », obtenue directement auprès de Statistiques Canada. Ces données couvrent la période 1961-1994. En ce qui concerne Y_i , RP_i et RD_i , le travail de construction comptable est le même que dans Mélitz et Zumer (1998), qui en contient une description détaillée. La base CANSIM fournit également la consommation des résidents par Province et les dépenses courantes de chaque gouvernement provincial, dont la somme, divisée par la population provinciale, produit C_i . Les 10 Provinces de notre étude englobent l'ensemble du Canada sauf le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest.

OCDE et Union européenne

Nous utilisons les données sur la période 1970-1994, provenant de la base de données électronique de l'OCDE, sauf pour le PNB, qui provient des volumes des *Comptes Nationaux* de l'OCDE. Toutes les séries, à l'exception du PNB, sont obtenues directement en termes réels (aux prix de 1990). Pour le PNB, nous avons utilisé le déflateur du PNB issu de la base électronique, afin d'obtenir les valeurs réelles.