

JACQUES MÉLITZ
FRÉDÉRIC ZUMER¹

REDISTRIBUTION RÉGIONALE ET STABILISATION PAR LE GOUVERNEMENT CENTRAL

RÉSUMÉ. Cet article étudie la question de la redistribution et de la stabilisation inter-régionales au travers du budget du gouvernement central au Canada, en France, au Royaume-Uni et aux Etats-Unis. Les estimations effectuées reposent d'une part sur l'économétrie des données de panel et d'autre part sur l'adoption de principes comptables cohérents, qui ont été négligés dans les études antérieures. Il existait jusqu'à présent des travaux portant sur le Canada et les Etats-Unis, et des estimations partielles sur le Royaume-Uni, mais c'est la première fois que la France est introduite dans l'analyse et qu'une méthodologie unifiée est mise en œuvre pour ces quatre pays.

Dans la plupart des pays membres de l'OCDE, le budget du gouvernement central permet à une région qui subit un choc défavorable de recevoir des transferts nets de la part des autres régions. Ses charges fiscales diminuent, tandis qu'elle bénéficie de subventions plus élevées en provenance du reste de la nation, et que les dépenses sociales du centre s'élèvent également. Mais dans la future Union européenne, le

budget du gouvernement central de l'Union n'accordera aucun transfert de ce type à un pays membre victime d'un choc similaire – ou seulement de manière négligeable. De ce point de vue, il manquera aux pays de l'UEM un mécanisme de stabilisation dont bénéficient les régions qui appartiennent à des unions monétaires nationales.

Plusieurs auteurs se sont attachés à mesurer l'ampleur de la stabilisation que ce mécanisme offre aux régions, lorsqu'un choc affecte l'une d'entre elles de manière asymétrique. L'essentiel des recherches s'est concentré sur les Etats-Unis, mais les évaluations pour ce pays diffèrent dans une proportion qui va du simple au quadruple. A cet égard, la question comptable de l'utilisation des données de produit régional brut ou de revenu régional n'a jamais été clairement tranchée, de même que celle de l'inclusion ou de l'exclusion des transferts du gouvernement central aux gouvernements régionaux. Il n'est pas moins raisonnable de se demander dans quelle mesure le gouvernement central accommodera un choc défavorable sur le revenu

1. JACQUES MÉLITZ est Directeur de Recherche au Centre de Recherche en Economie et Statistiques, Professeur associé à l'Institut d'Etudes Politiques de Paris et Professeur affilié à l'Ecole Supérieure de Commerce de Paris (e-mail : melitz@ensae.fr) ;

FRÉDÉRIC ZUMER est chargé d'études à l'Observatoire Français des Conjonctures Economiques et enseigne à l'Institut d'Etudes Politiques de Paris (e-mail : zumer@ofce.sciences-po.fr).

Les auteurs remercient Georges Bresson, Francis Kramarz, Jacques Mairesse et les membres du séminaire de recherche du CREST-INSEE pour la qualité de leurs commentaires.

régional et un choc sur le produit régional brut. Mais cet article montre qu'il faut alors conserver une certaine cohérence à l'analyse. Plus précisément, l'étude d'un choc sur le revenu régional ne doit prendre en considération que la fiscalité sur les personnes et les transferts aux individus, tandis que celle d'un choc sur le produit régional brut impose de tenir compte également de la fiscalité indirecte et des transferts aux gouvernements régionaux. On étudie par conséquent la stabilisation de manière distincte selon que l'on adopte une comptabilité en termes de revenu ou en termes de produit brut.

Les estimations de stabilisation et de redistribution fondées sur l'utilisation conjointe de l'économétrie de panel et d'une comptabilité cohérente n'atteignent jamais les niveaux très élevés obtenus pour le Canada et les Etats-Unis dans la littéra-

ture antérieure. De plus, l'économétrie des données de panel produit des estimations de la stabilisation qui sont raisonnables pour la France et le Royaume-Uni, tandis que les estimations fondées sur les techniques économétriques antérieures ne le sont pas. L'approche en termes de revenu montre que pour la stabilisation, les chiffres sont proches de 20 % aux Etats-Unis, en France et au Royaume-Uni, tandis qu'ils s'établissent entre 10 et 14 % au Canada. Quant à la redistribution, elle est substantiellement plus importante en France et au Royaume-Uni qu'aux Etats-Unis et au Canada. En France, les transferts nets en provenance du centre réduisent de 38 % la dispersion régionale de la distribution des revenus, de 26 % au Royaume-Uni et d'environ 17 % dans les deux nations nord-américaines.

Classification JEL : C23, E62, H87

Dans la plupart des pays membres de l'OCDE, le budget du gouvernement central permet à une région qui subit un choc défavorable de recevoir des transferts nets de la part des autres régions. Ses charges fiscales diminuent, tandis qu'elle bénéficie de subventions plus élevées en provenance du reste de la nation, et que les dépenses sociales du centre s'élèvent également. Mais dans la future Union européenne, le budget du gouvernement central de l'Union n'accordera aucun transfert de ce type à un pays membre victime d'un choc similaire, ou seulement de manière négligeable. De ce point de vue, il manquera aux pays de l'UEM un mécanisme de stabilisation dont bénéficient les régions qui appartiennent à des unions monétaires nationales.

Dans cette perspective, certains auteurs se sont attachés à mesurer l'ampleur de la stabilisation que ce mécanisme offre aux régions, lorsqu'un choc affecte l'une d'entre elles de manière asymétrique sans altérer pour autant les agrégats nationaux. L'essentiel de cette recherche s'est concentré sur les Etats-Unis – un pays à peu près aussi grand que les sept ou huit plus grands pays membres de l'Union européenne réunis. Mais dans le cas des Etats-Unis, les évaluations de cette stabilisation régionale diffèrent dans une proportion qui va du simple au quadruple. Selon les plus élevées, le budget central permettrait d'atténuer 40 % d'un choc régional (Sala-i-Martin & Sachs, 1991) ; les plus faibles estiment cette proportion à 10 % (von Hagen, 1992 ; Gros et Jones, 1994). Toutefois, les méthodes statistiques appliquées présentent des faiblesses. Cet article aborde la question à l'aide d'une méthode plus puissante : l'économétrie des données de panel. Il étudie en outre aussi bien le Canada, la France et le Royaume-Uni que

les Etats-Unis. S'il existe des études antérieures portant sur le Canada (Bayoumi & Masson, 1995), ou le Royaume-Uni et le Canada (Goodhart & Smith, 1993), c'est la première fois que la France est introduite dans l'analyse (si l'on excepte Zumer, 1996).

Dans le passé, certains problèmes de comptabilité ont aggravé la difficulté du sujet. La question de l'utilisation des données – données de produit régional brut ou de revenu régional – n'a jamais été clairement tranchée, de même que celle de l'inclusion ou de l'exclusion des transferts du gouvernement central aux gouvernements régionaux. Il est intellectuellement tout aussi légitime d'utiliser des données de revenu que des données de produit brut. Il n'est pas moins raisonnable de se demander dans quelle mesure le gouvernement central accommodera un choc défavorable sur le revenu régional et un choc sur le produit régional brut. Mais il faut alors conserver une certaine cohérence à l'analyse. Plus précisément, l'étude d'un choc sur le revenu régional ne doit prendre en considération que la fiscalité sur les personnes et les transferts aux individus, tandis que celle d'un choc sur le produit régional brut impose de tenir compte également de la fiscalité indirecte et des transferts aux gouvernements régionaux. On se propose ici d'adhérer à ce principe de cohérence comptable, et l'on étudiera par conséquent la stabilisation de manière distincte selon que l'on adoptera une comptabilité en termes de revenu ou en termes de produit brut. La distinction entre stabilisation et redistribution jouera également un rôle important dans la discussion, et ces deux mécanismes seront estimés de manière séparée.

Les principaux résultats obtenus se résument ainsi. L'approche en termes de revenu montre que la redistribution est substantiellement plus importante en France et au Royaume-Uni qu'aux Etats-Unis et au Canada. En France, les transferts nets en provenance du centre réduisent de 38 % la dispersion régionale de la distribution des revenus, de 26 % au Royaume-Uni, et d'environ 17 % dans les deux nations nord-américaines. Cependant, pour la stabilisation, ces chiffres sont proches de 20 % aux Etats-Unis, en France et au Royaume-Uni, tandis qu'ils s'établissent entre 10 à 14 % au Canada. La comptabilité en terme de produit brut n'a pu être appliquée qu'aux Etats-Unis et au Canada, les séries temporelles régionales françaises et britanniques couvrant une période trop courte. Cependant, les estimations pour ces deux pays nord-américains sont également contrastées. Au Canada, la comptabilité en termes de produit brut fait apparaître une redistribution et une stabilisation plus importantes que celle en termes de revenu ; aux Etats-Unis, au contraire, la redistribution apparaît un peu plus faible et la stabilisation nettement inférieure. Toutefois, dans le cas des Etats-Unis, cette moindre stabilisation pourrait partiellement s'expliquer par l'omission des contributions régionales aux impôts fédéraux indirects ; ces dernières sont pertinentes pour l'analyse, mais les données n'étaient pas disponibles. En principe, ces contributions aux impôts fédéraux indirects devraient réduire les chocs transitoires sur le produit régional brut, même si elles n'ont pas nécessairement d'effet redistributif (à long terme). Toutefois, aux Etats-Unis, ces impôts fédéraux indirects sont trop faibles pour que soit remise en cause la conclusion selon laquelle l'adoption d'une comptabilité en termes de produit brut réduit l'importance de la stabilisation estimée.

Les conséquences du passage de données et de concepts en termes de revenu à des données et concepts en termes de produit brut présentent également un intérêt pour l'Europe, bien que le travail n'ait pu être effectué ici. Les contributions fiscales indirectes aux gouvernements centraux sont bien plus importantes en Europe qu'aux Etats-Unis ou au Canada, et c'est pourquoi on a toujours suspecté que, en Europe, les effets de stabilisation apparaîtraient plus importants si l'on pouvait les mesurer correctement, sur la base de définitions larges de la fiscalité et des transferts. Pisani-Ferry, Italianer & Lescure (1993) ont tenté de défricher ce domaine de recherche à l'aide de la simulation d'un modèle économétrique de grande taille incluant un secteur public détaillé (MIMOSA) et une décomposition du produit national (PIB) par région. D'après leurs résultats, la stabilisation régionale serait de l'ordre de 35 % en France et en Allemagne. Ces estimations élevées sont parfaitement conformes avec celles, célèbres, du rapport McDougall de 1977 (dont les chiffres concernant la *stabilisation* n'ont jamais été correctement expliqués). Par ailleurs, ces estimations paraissent plausibles – du moins superficiellement. Toutefois, les résultats obtenus dans la présente étude pour le Canada et les Etats-Unis incitent à la circonspection. Dans la mesure où elle intègre la fiscalité et les transferts indirects dans l'analyse, la comptabilité en termes de revenu brut doit virtuellement majorer les estimations de stabilisation en Europe. Cependant, cette pratique tend également à minimiser de manière systématique l'effet stabilisant de la fiscalité directe sur les personnes et des transferts aux individus, en *associant* ces derniers au produit brut, qui est bien plus important que le revenu. Le dernier biais pourrait ainsi l'emporter dans le résultat obtenu, comme il l'a fait de manière évidente dans les résultats obtenus sur les Etats-Unis ².

A ce jour, l'analyse la plus complète de la stabilisation régionale est celle de Bayoumi & Masson. Les auteurs présentent des estimations distinctes de redistribution et de stabilisation, et fournissent en outre des indications sur les conséquences de la prise en compte ou de l'omission des transferts du gouvernement central aux gouvernements régionaux de niveau inférieur. Il semble toutefois que les résultats de Bayoumi & Masson posent problème. La répétition de leur méthode pour les Etats-Unis et le Canada permet de retrouver des résultats presque identiques aux leurs pour ce qui concerne la redistribution, et assez similaires pour la stabilisation. Mais l'extension de cette méthode à la France et au Royaume-Uni produit des résultats totalement négatifs, puisqu'elle ne fait apparaître aucune stabilisation régionale significative dans ces pays. C'est la première raison pour laquelle on a recouru à l'économétrie des données de panel.

Après un rappel des travaux antérieurs, cet article présente les résultats de l'application de la méthode de Bayoumi & Masson aux quatre pays retenus. Un modèle théorique d'économétrie de panel est ensuite introduit, dont les avantages sont analysés. Puis sont présentés les résultats de l'analyse économétrique sur données de panel, selon que l'on adopte une comptabilité en termes de revenus ou en termes de production brute. Certaines de ces estimations dérivent d'un modèle

2. Dans cette perspective, il convient également de noter que, dans le cas des Etats-Unis, von Hagen (1992) utilise des chiffres de produit brut et néglige tous les transferts indirects nets ; il obtient des estimations de stabilisation particulièrement faibles. Les mêmes choix produisent, sur données de panel, des estimations similaires (voir le tableau 5).

dynamique, les autres d'un modèle statique. Les deux méthodes économétriques produisent des résultats similaires, mais les différences entre les pays sont plus faibles lorsque l'on utilise le modèle dynamique, qui apparaît conceptuellement supérieur.

Le rappel des travaux antérieurs

Ce sont Sala-i-Martin & Sachs qui ont initié les recherches récentes sur l'importance de la stabilisation régionale fournie par le budget du gouvernement central (Sala-i-Martin & Sachs, 1992). Ils étudient les équations suivantes portant sur la fiscalité et les transferts personnels :

$$\ln\left(\frac{PT_i}{PT_N}\right)_t = \alpha_{p,i} + \beta_{p,i} \ln\left(\frac{PI_i}{PI_N}\right)_t + \lambda_{p,i} t + \varepsilon_{p,i,t} \quad (1)$$

$$\ln\left(\frac{TR_i}{TR_{it}}\right) = \alpha_{r,i} + \beta_{r,i} \ln\left(\frac{PI_i}{PI_N}\right)_t + \lambda_{r,i} t + \varepsilon_{r,i,t} \quad (2)$$

PT , TR et PI sont, respectivement, les impôts sur les personnes physiques *par tête*, les revenus de transfert *par tête*, et les revenus des personnes physiques *par tête*. L'indice i renvoie à une région, l'indice N à la nation, et t est un indice de temps (en années). PT comme TR relèvent strictement de la fiscalité et des revenus de transfert vers et en provenance du gouvernement central³. Ces équations sont de toute évidence conçues de manière à capturer l'impact de la distribution régionale du revenu par tête des personnes physiques sur la distribution régionale des taxes et des transferts fédéraux par tête.

Sala-i-Martin & Sachs estiment séparément les équations (1) et (2) pour chacune des 9 grandes régions américaines (classification du Bureau of the Census). Mais ils estiment également les neuf équations régionales (1) et (2) comme deux systèmes (séparés), afin de prendre en compte les covariances des résidus. Par ailleurs, selon les auteurs, les aides du gouvernement central aux régions peuvent élever la valeur actuelle de PI_i , et biaiser par conséquent à la baisse les coefficients β_{pt} et β_{tr} . Ils proposent alors des estimations utilisant des variables instrumentales pour PI_i et menées à l'aide des triples moindres carrées. La valeur estimée de $\beta_{p,i} - \beta_{tr,i}$ constitue une mesure de la stabilisation régionale dans chaque région. Ils proposent également une estimation imposant une contrainte d'égalité des valeurs de $\beta_{p,i}$ et $\beta_{tr,i}$, qui fournit une seule mesure de $\beta_{pt} - \beta_{tr}$, rendant compte des Etats-Unis dans leur ensemble.

La distinction entre redistribution et stabilisation n'intervient jamais explicitement dans le travail de Sala-i-Martin & Sachs (bien qu'elle soit, on le verra,

3. Cependant, pour leurs estimations fondées sur les séries NI , Sala-i-Martin & Sachs incluent dans TR les transferts du gouvernement central vers les gouvernements de niveau inférieur.

implicite); cette distinction est au contraire au cœur de la contribution de von Hagen. Pour capturer la seule stabilisation, von Hagen se concentre sur l'estimation d'équations similaires à celles de Sala-i-Martin & Sachs, mais exprimées uniquement en différences premières. Il produit en outre des estimations en coupe, et utilise des données portant sur les états fédérés américains, ceci afin d'étendre la taille de l'échantillon à 50 observations. Enfin, s'il autorise les coefficients à différer selon les années, il empile les observations sur la période étudiée – sept ans au plus – pour ne produire qu'une seule estimation.

Comme von Hagen, Bayoumi & Masson proposent des équations séparées pour analyser la redistribution et la stabilisation. Ces deux équations fondamentales sont les suivantes :

$$\frac{DI_i}{DI_N} = \alpha + \beta \frac{PI_i}{PI_N} + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\Delta \left(\frac{DI_i}{DI_N} \right) = \alpha_i + \beta_i \Delta \left(\frac{PI_i}{PI_N} \right) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où DI_i , ou $PI - PT + TR$, représente le revenu disponible par tête et i la région. L'équation (3), qui ne comporte pas d'indice de temps, se réfère aux moyennes régionales sur l'ensemble de la période, et concerne la redistribution ; l'équation (4) quant à elle, qui inclut des indices temporels, se rapporte au contraire à la stabilisation.

Pour estimer l'équation de redistribution (équation (3)), Bayoumi & Masson, comme von Hagen, utilisent un échantillon regroupant l'ensemble des Etats américains – à l'exception de l'Alaska et de Hawaï – ceci afin d'augmenter le nombre d'observations. Pour ce qui concerne le Canada, l'échantillon est cependant limité à un maximum de 11 observations, puisqu'il n'existe que 12 provinces au plus, et que les Territoires du nord-ouest et le Yukon ne peuvent être distingués statistiquement. La redistribution régionale opérée par le budget fédéral aux Etats-Unis et au Canada est donnée, dans l'équation (3), par un moins β .

Pour ce qui concerne l'équation de stabilisation (4), Bayoumi & Masson restent proches de Sala-i-Martin & Sachs – et davantage qu'on ne l'admet habituellement. Les seules différences entre ces deux approches se trouvent dans la définition des variables dépendantes (qu'il s'agisse de DI_i/DI_N , de PT_i/PT_N ou de TR_i/TR_N) et dans l'utilisation de niveaux ou de différences premières⁴. Comme Sala-i-Martin & Sachs, Bayoumi & Masson estiment un β_i distinct pour chaque région. L'imposition d'une contrainte leur permet de produire une estimation unique de β pour les Etats-Unis et le Canada dans leur ensemble ; la méthode d'estimation repose sur les triples moindres carrés, avec une utilisation de variables instrumentales similaire dans la première étape. Enfin, pour estimer

4. Cependant, Bayoumi & Masson insistent sur le fait qu'ils adoptent DI_i/DI_N comme variable dépendante, et non PT_i/PT_N ou TR_i/TR_N . Ils défendent ce choix de manière convaincante en arguant que la forte stabilité de TR_i/TR_N , lorsque PT_i/PT_N diminue, peut avoir une influence stabilisante ; leur choix de variable dépendante est par conséquent plus approprié que celui de Sala-i-Martin & Sachs. On adhère ici à cet argument, et on en tire les conséquences. Mais bien qu'ils présentent cette distinction par rapport à Sala-i-Martin & Sachs comme une déviation par rapport à une « approche en termes d'élasticités », l'estimation de l'équation (4) dans sa forme originelle ou en logarithmes (comme le font Sala-i-Martin & Sachs en estimant les équations (1) et (2)) ne change rien.

l'équation (4), ils scindent les Etats-Unis en 8 régions (à partir de la classification du Bureau of Economic Analysis), soit presque autant que le nombre de régions retenu par Sala-i-Martin & Sachs. L'estimation contrainte de l'équation (4) fournit une évaluation de la stabilisation régionale égale à un moins le β_i uniforme sur toutes les régions.

Le TABLEAU 1 présente les résultats empiriques obtenus, pour ce qui concerne la stabilisation, après réplcation de la méthode de Bayoumi & Masson sur les Etats-Unis et le Canada, ainsi que ceux que l'on obtient par extension de la même méthode à la France et au Royaume-Uni. Pour l'étude des Etats-Unis et du Canada, on a utilisé les mêmes sources statistiques que Bayoumi & Masson. Dans le cas de la France, où une décomposition en 21 régions est possible, on a également étudié une désagrégation moins détaillée du pays en 8 régions, afin

TABLEAU 1

La méthode d'estimation de la stabilisation de Bayoumi et Masson (approche en termes de revenu)				
	β_i	Stabilisation : $1 - \beta_i$	R^2	Observations par région
Etats-Unis (63-86) : 8 régions				
1 – Bayoumi & Masson (1995)	0,770 (0,015)	0,23	0,77-0,97	22
2 – Réplication	0,741 (0,015)	0,259	0,78-0,96	22
Canada (65-88) : 9 régions				
1 – Bayoumi & Masson (1995)	0,857 (0,012)	0,143	0,57-0,98	22
2 – Réplication	0,906 (0,012)	0,094	0,86-0,99	22
France (73-89) : 8 régions				
	1,041 (0,026)	-0,041	0,68-0,96	15
Royaume-Uni (71-93) : 12 régions				
	0,945 (0,022)	0,055	0,61-0,90	21

Estimation : équation (4), avec les triples moindres carrés, et une contrainte d'identité des valeurs de β_i dans toutes les régions. Les instruments utilisés pour $\Delta(Y_i/Y_N)$ sont les suivants : une constante, une tendance temporelle, la variable retardée elle-même (un retard). Les écarts-type sont entre parenthèses. Les constantes estimées, α_i , ne sont pas présentées.

Régions : pour les *Etats-Unis* : Nouvelle-Angleterre, Centre est, Grands Lacs, Plaines, Sud-ouest, Montagnes Rocheuses, Côte ouest (classification du Bureau of Economic Analysis). Pour le *Canada* : Terre Neuve, Nouvelle Ecosse, Nouveau Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta, Colombie britannique. Pour la *France* : Ile-de-France, Bassin parisien, Nord, Est, Ouest, Sud-ouest, Centre-est, Méditerranée. Pour le *Royaume-Uni* : Nord, Yorkshire et Humberside, East Midlands, East-Anglia, Londres, reste du Sud est, Sud ouest, West Midlands, Nord ouest, Pays de Galles, Ecosse, Irlande du Nord.

d'améliorer la comparabilité des résultats avec le travail sus-cité⁵. En outre, pour les Etats-Unis et le Canada, on a utilisé exactement les mêmes variables instrumentales que Bayoumi & Masson pour estimer $\Delta(PI_i / PI_N)$ dans la première des trois étapes de la procédure (soit une constante, le temps, et le premier retard de $\Delta(PI_i / PI_N)$). Mais dans le cas de la France et du Royaume-Uni, que Bayoumi & Masson n'étudient pas, on a tenté également d'utiliser comme instrument le second retard de $\Delta(PI_i / PI_N)$, afin de mesurer l'impact de cette opération sur l'ajustement (qui n'est pas amélioré). Le tableau présente les résultats obtenus par les moindres carrés généralisés (triples moindres carrés) lorsque les coefficients β sont identiques dans toutes les régions. Pour les raisons de cohérence évoquées antérieurement, on présente également strictement les estimations reposant sur les transferts nets, $TR - PT$, qui excluent de TR tous les revenus de transfert du gouvernement central aux gouvernements de niveau inférieur.

Les différences entre les résultats de Bayoumi & Masson qui sont rappelés dans le TABLEAU 1 et ceux qui sont obtenus par réplication de leur méthode aux Etats-Unis et au Canada peuvent tous être expliqués, Bayoumi & Masson ayant eu l'amabilité de nous communiquer leurs données et leurs programmes⁶. On peut constater que l'utilisation de leurs concepts et de leurs méthodes fournit une estimation de stabilisation supérieure de 3 points à ce qu'ils obtiennent pour les Etats-Unis, soit 26 %, et inférieure de 5 points dans le cas du Canada, soit seulement 9 %⁷. Ces différences ne sont pas essentielles, et l'on peut rappeler la conclusion présentée dans l'introduction : fondamentalement, on retrouve les résultats de Bayoumi & Masson. Cependant, lorsque l'on s'intéresse à l'Europe, les choses changent de manière radicale. L'application de leur méthode amène à conclure à l'absence de stabilisation en France ou au Royaume-Uni. Plus précisément, on n'obtient strictement aucune stabilisation en France, tandis que l'hypothèse d'une stabilisation s'élevant au plus à 1 ou 2 pour-cent peut être acceptée, aux seuils de significativité habituels, au Royaume-Uni.

L'application théorique de l'économétrie de panel

On se propose dans un second temps de reprendre ce travail en utilisant un modèle général inspiré de l'économétrie de panel. Soit le modèle suivant :

5. Lorsque les statistiques permettent de distinguer la Corse de la région Provence-Alpes-Côte d'Azur, ce qui n'est pas toujours le cas, il existe 22 régions.

6. La construction des variables PI_i , PI_N , DI_i et DI_N à partir des séries brutes constitue la principale explication à ces différences ; elle est expliquée en ANNEXE. Gros & Jones (1994) présentent un travail similaire à celui qui est effectué ici sur les Etats-Unis, et construisent manifestement leurs séries PI_i , PI_N , DI_i et DI_N de la même manière que le travail présenté ici, puisque l'on obtient les mêmes estimations que les leurs, à la dernière décimale près, lorsque l'on répète leurs spécifications (voir le tableau 2, note 2, par exemple, lorsque les variables sont construites de la même manière dans le travail de Bayoumi & Masson et dans celui qui est présenté ici).

7. Cette estimation de stabilisation de 26 % se rapproche de celle que Bayoumi & Masson semblent préférer, qui s'établit à 30 %, et que l'on associe généralement à leur travail (pour un exemple récent, voir Fatás, 1997). Mais cette valeur élevée est obtenue en incluant dans TR les subventions du gouvernement fédéral aux gouvernements des Etats fédérés. Lorsque l'on suit Bayoumi & Masson sur cette voie, la répétition de leur méthode fournit une estimation plus proche de 28 que de 26 %. Il convient de noter que Fatás (1997) distingue nettement la stabilisation de l'assurance, et considère que l'assurance régionale est aux Etats-Unis bien plus faible que la stabilisation régionale. Ce point de vue paraît bien fondé (voir Méliitz & Vori, 1993, qui adoptent la même position).

$$\bar{Y}_i = \alpha_d + \beta_d \bar{X}_i + \eta_i \quad (5)$$

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_s X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

($i = 1, 2, \dots, M$; $t = 1, 2, \dots, T$)

On considère M observations en coupe et T périodes de temps, soit $M \times T$ observations. On utilise les définitions suivantes :

- i représente une région individuelle,
- X_i représente soit PI_i/PI_N soit GP_i/GP_N ,
- PI_i est le revenu par tête des personnes physique de la région i , PI_N le revenu par tête des personnes physique de la nation,
- GP_i est le produit brut par tête de la région i , GP_N le produit intérieur brut par tête de la nation,
- Y_i se réfère soit à DI_i/DI_N , soit à $GP_i - (PT+OT)_i + (TR + OTR)_i$ divisé par $GP_N - (PT + OT)_N + (TR + OTR)_N$,
- DI_i est le revenu disponible par tête de la région i , DI_N celui de la nation,
- $(PT+OT)_i$ est égal à la fiscalité sur les personnes physique (PT), à laquelle s'ajoutent les autres taxes (OT) versées par la région i au gouvernement central, le tout par tête ; $(PT+OT)_N$ est le même agrégat, calculé cette fois au niveau de la nation,
- $(TR+OTR)_i$ est égal à la somme des revenus de transfert aux personnes physiques et des autres revenus de transfert (OTR) reçus par la région i en provenance du gouvernement central, le tout par tête ; $(TR+OTR)_N$ est le même agrégat, appliqué à la nation.
- \bar{Y}_i et \bar{X}_i sont les moyennes sur la période T ,
- η_i et ε_{it} sont des résidus distincts,
- α_d est une constante nationale ; les termes α_i sont des effets fixes régionaux, qui reflètent des caractéristiques que l'on pourrait anticiper comme corrélées avec les valeurs X_{it} (telles que la pauvreté ou la richesse régionale).

L'équation (5), qui concerne uniquement des valeurs moyennes sur la période, est identique à l'équation (3) de Bayoumi & Masson. Par conséquent, le coefficient β_d dans cette équation représente là aussi un paramètre de redistribution. L'équation (6), qui décrit une relation entre séries temporelles, est au contraire destinée à rendre compte de la stabilisation. Mais elle diffère cette fois de l'équation (4) de Bayoumi & Masson, puisqu'elle s'applique de manière uniforme à toutes les régions. Lorsqu'on utilise l'économétrie de panel, il est habituel de supprimer la constante régionale α_i en utilisant la transformation suivante :

$$Y_{it} - \bar{Y} = \beta_s (X_{it} - \bar{X}_i) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (7)$$

La terminologie de l'économétrie de panel désigne usuellement β_d comme un coefficient « between », et β_s comme un coefficient « within » ; tous deux sont généralement interprétés comme des estimateurs différents du même paramètre β . Cependant, dans le cas présent β_d et β_s doivent être interprétés comme 2 paramètres structurels distincts. Dès lors, même lorsque les estimations se porteront sur l'équation (7), on se référera toujours à β_d et à β_s comme à des coefficients de « redistribution » et de « stabilisation ».

Il convient de préciser pour quelles raisons on suppose qu'il existe deux coefficients distincts, de redistribution et de stabilisation, bien que cette question ait parfois été traitée comme évidente. Il est clair que les systèmes de fiscalité et de transfert sont conçus, en partie, pour réduire les écarts de revenus, et en partie pour fournir une assurance collective contre les accidents individuels. Les efforts d'égalisation se reflètent dans les mesures de progressivité de la fiscalité, les programmes de lutte contre la pauvreté, et les mesures assurant à chaque personne certains services sociaux (ou leur disponibilité), de manière largement indépendante du revenu. Les efforts de stabilisation se reflètent, quant à eux, dans les taux d'imposition marginaux (en dehors de toute progressivité), les indemnisations de chômage temporaires, et les allègements fiscaux temporaires. En principe, on pourrait facilement imaginer des systèmes nationaux où la fiscalité serait modérée mais fortement progressive, les dépenses de redistribution élevées, mais où il n'y aurait ni indemnisation du chômage, ni subvention temporaire, ni d'allègement fiscal temporaire. De tels systèmes assureraient alors une redistribution importante, et une faible stabilisation. On peut également imaginer la situation contraire, avec une fiscalité strictement proportionnelle, de nombreuses aides temporaires en cas de difficulté, mais aucun système permanent d'assistance aux plus démunis. Il apparaît ainsi clairement qu'une redistribution importante n'implique pas de forte stabilisation, et *vice-versa*. Du point de vue de l'UEM, cette distinction est essentielle, et le paramètre de stabilisation apparaît crucial (comme on l'a mentionné dans l'introduction), puisque la politique monétaire est impuissante en matière d'inégalité de long terme des revenus.

Compte tenu des hypothèses émises sur les résidus et l'exogénéité des variables explicatives de la partie droite de l'équation, les équations (5) et (7) peuvent être estimées à l'aide des moindres carrés simples (moindres carrés ordinaires-MCO). Mais ceci implique, entre autres, que même dans le cas de l'équation (7), où le temps intervient, tous les effets sont strictement contemporains. Supposons au contraire qu'il existe des influences retardées. Les transferts nets à une région subissant un choc adverse ne se produisent pas tous de manière simultanée. Dans ce cas, il est préférable d'estimer, au lieu de l'équation (6), une version avec retards échelonnés, c'est-à-dire :

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=0}^L \beta_{t-j} X_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

où L est le nombre de retards. Après déduction des moyennes des « groupes within » on peut estimer l'équation (8) à l'aide des MCO (tout comme l'équation précédente (6) après conversion en (7)). Cependant, cette méthode ne permet toujours pas de traiter un problème auquel s'est heurtée la littérature antérieure : l'influence réciproque de Y_{it} sur X_{it} . Si l'on tient compte de cette nouvelle difficulté, il faut adopter une méthode d'estimation plus subtile.

Arellano & Bond (1991) proposent une technique destinée à estimer efficacement l'équation (8) lorsque X_{it} peut être affecté par Y_{it} , qui repose sur l'utilisation de la méthode des moments généralisés (MMG). Cette procédure impose de passer en différences premières afin de trouver des instruments appropriés pour X_{it-j} (en niveau). Fondamentalement, la méthode exploite toutes les condi-

tions d'orthogonalité existant entre les valeurs retardées des variables endogènes et les résidus. On a estimé β_S en utilisant aussi bien les MCO appliqués à la formulation de l'équation (6) que la méthode Arellano-Bond appliquée à l'équation (8).

L'un des intérêts les plus manifestes de l'analyse de la stabilisation présentée ici, comparée aux travaux antérieurs, réside dans le fait qu'elle permet d'étendre la taille de l'échantillon. Ainsi, dans le contexte empirique des Etats-Unis, M renvoie aux 48 ou 50 états américains et T à la vingtaine d'observations disponibles au moment où les études de Sala-i-Martin & Sachs, von Hagen et Bayoumi & Masson ont été réalisées. La procédure de von Hagen conduit à réduire T d'au moins deux tiers (puisqu'elle utilise au plus 7 ans), tout en conservant l'intégralité de M ; celle de Sala-i-Martin & Sachs et Bayoumi & Masson ne suppose pas nécessairement, quant à elle, l'identité des β dans toutes les régions. Toutefois, malgré cette possibilité, ces auteurs n'empilent jamais les données, mais imposent au contraire des contraintes sur les valeurs individuelles régionales de β . L'approche proposée ici exploite la taille totale de l'échantillon $M \times T$, tout en conservant l'hypothèse d'effets fixes régionaux.

L'utilisation de la procédure d'Arellano-Bond (pour l'estimation de l'équation (8)) et de l'économétrie des panels dynamiques constitue un autre intérêt de ce travail. La littérature antérieure s'accorde généralement sur la difficulté d'isoler la stabilisation en tant que telle, en raison d'effets de persistance dans les données. Sala-i-Martin & Sachs ont tenté de résoudre cette difficulté en estimant une constante et une tendance temporelle séparées pour chaque région. Les constantes régionales se rapporteraient aux régions structurellement pauvres ou riches, comme, dans leur échantillon, la riche côte Pacifique des Etats-Unis ou, dans l'échantillon élargi utilisé ici, la région de Londres au Royaume-Uni ou les régions pauvres de Terre-Neuve au Canada ou du Limousin en France. Quant aux tendances temporelles régionales, elles rendraient compte de phénomènes tels que la progression de long terme du Sud profond aux Etats-Unis, du sud-est au Royaume-Uni ou de la Côte d'Azur en France. Tout transfert net en provenance du centre expliqué par les constantes régionales ou les tendances temporelles relèverait ainsi de la redistribution, et non de la stabilisation. En introduisant ces constantes et tendances, Sala-i-Martin & Sachs espéraient par conséquent éliminer les effets redistributifs. Von Hagen procède de manière différente, en réduisant la période d'observation, en négligeant les effets fixes régionaux, mais en recourant aux différences premières. Bayoumi & Masson adoptent l'utilisation de constantes régionales de Sala-i-Martin & Sachs ainsi que leur intérêt pour les séries temporelles, mais suivent von Hagen dans le choix des différences premières. La procédure d'Arellano-Bond retenue ici est cependant plus puissante qu'aucune de ces tentatives précédentes pour traiter de la persistance, puisqu'elle admet des retards échelonnés dans les effets stabilisateurs eux-mêmes (comparer avec Obstfeld & Peri, 1997), tout en utilisant des différences premières et en conservant des effets fixes régionaux.

L'application pratique de l'économétrie de panel

Les résultats fondés sur la comptabilité en termes de revenu

L'économétrie de panel permet de tirer avantage de l'échantillon le plus important possible d'observations régionales pour les quatre pays, soit l'échantillon complet de 48 états aux Etats-Unis et de 21 régions en France⁸. On présente dans un premier temps les résultats reposant sur les concepts de revenus. Le TABLEAU 2 présente aussi bien les estimations sur panel que les résultats que fournit la reproduction de la méthode de Bayoumi & Masson dans le cas de la redistribution. Les deux équations étant les mêmes, les estimations sont presque

TABLEAU 2

La redistribution : une comparaison des estimations sur panel et des estimations de Bayoumi et Masson (approche en termes de revenu)

	Données de panel				Bayoumi-Masson			
	β_d	Redistri- bution $1 - \beta_d$	R^2	n	β	Redistri- bution $1 - \beta_d$	R^2	n
Etats-Unis (60-94) 48 régions	0,842 (0,014)	0,158	0,987	1680	0,848 (0,017)	0,152 ⁽¹⁾	0,982	48
Canada (65-88) 10 régions	0,823 (0,018)	0,177	0,996	240	0,823 (0,018)	0,177 ⁽²⁾	0,996	10
France (73-89) 21 régions	0,620 (0,031)	0,380	0,955	357	0,603 (0,032)	0,397	0,948	21
Royaume-Uni (71-93) 12 Régions	0,740 (0,033)	0,260	0,980	276	0,715 (0,038)	0,285	0,972	12

n = nombre d'observations.

Estimation : Equation (5), avec les MCO. Les constantes ne sont pas présentées. La note 10 explique le nombre élevé d'observations (n) dans le cas des estimations sur panel, en comparaison aux estimations de Bayoumi & Masson. La dixième région canadienne (outre celles citées au bas du tableau 1) est l'île du Prince Edouard.

(1) Sur la période d'estimations qu'ils retiennent, 1969-1986, Bayoumi & Masson donnent une valeur de 0,176. Sur la même période, la répétition de leur méthode, comme l'estimation sur panel, produit une estimation de 0,156.

(2) Dans le cas du Canada, la période d'estimation retenue par Bayoumi & Masson est la même ; les résultats qu'ils obtiennent sont identiques à ce que l'on obtient en mimant leur méthode (c'est-à-dire 0,176). Dans le cas du Canada, l'équation (3) estimée par Bayoumi & Masson utilise aussi des variables définies exactement de la même manière que dans le travail présenté ici.

8. 48 et non 50, car, de même que Bayoumi & Masson, on retire l'Alaska et Hawaï de l'échantillon des états fédérés américains. On continue en outre à ignorer les deux (ou trois) provinces canadiennes très peu peuplées que sont l'île du Prince Edouard, le Yukon et les Territoires du Nord-ouest, comme l'avaient fait Bayoumi & Masson pour traiter de la stabilisation.

identiques, les différences dépendant entièrement de la répétition à T exemplaires (le nombre de périodes), nécessaire à l'économétrie de panel, des observations régionales (voir Mátyas & Sevestre, 1996)⁹. Seules des différences mineures apparaissent entre la réplication de la méthode de Bayoumi & Masson et les résultats de ces auteurs tels qu'on les rappelle (voir les notes de bas de page associées au TABLEAU 2). C'est ici qu'apparaissent les conclusions précédemment mentionnées dans l'introduction : la redistribution s'élève à 38 % en France, 26 % au

TABLEAU 3

	Simple				Dynamique			
	β_d	Redistri- bution $1 - \beta_d$	R^2	n	$\beta_s^{(1)}$	Redistri- bution $1 - \beta_d$	R^2	n
Etats-Unis (60-94) 48 régions	0,826 (0,006)	0,174	0,923	1680	0,797 (0,015)	0,203	0,978	1440
Canada (65-88) 10 régions	0,905 (0,016)	0,095	0,939	216	0,856 (0,007)	0,144	0,994	171
France (73-89) 21 régions	0,829 (0,029)	0,171	0,701	357	0,806 (0,040)	0,194	0,939	210
Royaume-Uni (71-93) 12 Régions	0,741 (0,028)	0,259	0,734	276	0,790 (0,001)	0,210	0,965	204

n = nombre d'observations. Les écarts-types sont entre parenthèses ; les constantes ne sont pas présentées.

(1) $\beta_s = \sum_{j=0}^s \beta_{t-j}$ dans l'équation (8). Les termes $\beta_{t,j}$ individuels estimés sont les suivants :

EU: 0,858 X_t - 0,064 X_{t-1} - 0,036 X_{t-2} + 0,027 X_{t-3} + 0,014 X_{t-4}
(0,012) (0,010) (0,011) (0,010) (0,0009)

CAN: 0,923 X_t - 0,044 X_{t-1} - 0,023 X_{t-2} + 0,010 X_{t-3} - 0,011 X_{t-4}
(0,002) (0,003) (0,005) (0,002) (0,001)

FR: 1,079 X_t - 0,052 X_{t-1} - 0,116 X_{t-2} - 0,010 X_{t-3} - 0,003 X_{t-4} - 0,006 X_{t-5} - 0,084 X_{t-6}
(0,047) (0,044) (0,042) (0,040) (0,034) (0,048) (0,029)

RU: 0,875 X_t - 0,038 X_{t-1} - 0,010 X_{t-2} - 0,032 X_{t-3} - 0,025 X_{t-4} + 0,0007 X_{t-5}
(0,002) (0,002) (0,002) (0,003) (0,002) (0,003)

Instruments utilisés dans les estimations sur panel dynamique à l'aide de la MMG
Etats-Unis : instruments avec trois retards et plus. Canada : instruments avec un retard et plus. France : instruments avec quatre retards et plus. Royaume-Uni : exogénéité forte.

Explication : Pour les Etats-Unis, la liste des instruments potentiels nécessaires à l'estimation par la MMG va de X_{60} à X_{94} , où X_{60} est le vecteur des données en coupe pour l'année 1960. Dans la mesure où l'on a retenu les vecteurs X_t à X_{t-4} , une matrice instrumentale sans retard signifie que l'ensemble des instruments utilisés dans la première équation de la MMG va de X_{60} à X_{65} . De même, la matrice ira de X_{60} à X_{66} pour la seconde équation MMG, etc. Une matrice instrumentale à un retard et plus signifie que la liste des instruments utilisés dans la première équation va de X_{60} à X_{64} , etc. Une forte exogénéité signifie que l'on utilise tous les instruments pour toutes les équations. Dans le cas contraire, il y a exogénéité faible. On a testé l'exogénéité forte des X_t , de même que la faible exogénéité de retard 0 et plus (cas extrême), 1, 2, 3, etc. avec les statistiques de χ^2 appropriées, et nous reportons les estimations efficaces qui en résultent.

9. Naturellement, cette différence est à présent presque triviale, puisque les données sont parfaitement cylindriques. Mais il n'en sera pas toujours ainsi.

Royaume-Uni, et à environ 17 % aux Etats-Unis et au Canada. Les différences entre ces quatre pays apparaissent alors très importantes, puisque, fondamentalement, les efforts destinés à réduire les différences régionales semblent bien plus importants dans les deux économies européennes à organisation centrale que dans les deux économies américaines fédérales.

Le TABLEAU 3 présente l'évaluation de la stabilisation en panel. Dans le cas des estimations dynamiques, on indique également la structure de retards retenue (fondée sur la qualité de l'ajustement et les t de Student des expériences précédentes). On constate que le modèle dynamique tend, par rapport au modèle simple, à réduire de manière considérable les différences entre les pays. Lorsqu'elle est mesurée sur panel simple (MCO), la stabilisation est comprise entre une limite haute de 26 % au Royaume-Uni et une limite basse de 10 % au Canada, la France et les Etats-Unis se situant au milieu, à proximité l'un de l'autre. Estimée sur panel dynamique, cependant, la stabilisation est proche de 20 % au Royaume-Uni, en France et aux Etats-Unis. Seul le Canada reste à part, avec un chiffre de 14 % ; toutefois, cette estimation est plus proche des trois autres qu'auparavant. La comparaison des résultats obtenus par répétition de la méthode de Bayoumi & Masson, présentés dans le TABLEAU 1, et de ceux du TABLEAU 3 montre que les valeurs estimées sur les Etats-Unis sont, dans le premier cas, plus faibles, du moins lorsqu'on les compare avec les estimations sur panel dynamique ; elles sont plus élevées pour le Canada. Cependant, dans le cas de la France et le Royaume-Uni, les différences sont frappantes : pour la première fois, on met en évidence une stabilisation par le budget du gouvernement central.

Les résultats fondés sur une comptabilité en termes de produit brut

L'approche en termes de produit brut impose l'utilisation de séries supplémentaires. Outre les données déjà utilisées de fiscalité sur les personnes (PT_i) et de transferts aux personnes (TR_i), il faut également des données de produit régional brut (GP_i), de contributions fiscales régionales aux gouvernements centraux autres que les impôts directs sur les personnes (OT_i), et de revenus de transfert du gouvernement central aux régions autres que les prestations directement versées aux individus (OTR_i). Il faut également décider si la fiscalité directe sur les entreprises doit être incluse dans OT_i , et les revenus de transfert aux entreprises dans OTR_i . Un tel choix supposerait que, même si les charges fiscales sur le revenu des firmes destinées au gouvernement central, et souvent les subventions qu'elles reçoivent de ce même gouvernement, sont fondées sur leurs activités à l'échelle nationale, la fiscalité et les subventions aux entreprises peuvent être affectées sur une base régionale. De fait, la construction des statistiques régionales du Canada et des Etats-Unis repose sur cette hypothèse particulière, qui paraît cependant contestable, dans la mesure où les activités des firmes connaissent une importante dispersion géographique. En outre, la France et le Royaume-Uni ne collectent pas de statistiques similaires. C'est pourquoi, on a décidé de limiter OT_i aux impôts indirects, et OTR_i aux revenus de transfert vers les gouvernements régionaux de niveau inférieur.

Même dans ce cas, seul le Canada fournit les données supplémentaires nécessaires pour une période aussi longue qu'auparavant. Pour les trois autres pays, les séries temporelles pour GP_i sont toujours plus courtes que pour PI_i . On a cependant choisi d'étudier également les Etats-Unis : en effet, la série de GP_i paraît suffisamment longue (puisqu'elle couvre la période 1977-92), et la décomposition régionale des subventions fédérales aux gouvernements de niveau inférieurs est disponible (elle remonte même jusqu'en 1969)¹⁰. Il est aussi important de signaler que les résultats obtenus pour les Etats-Unis, sur la période raccourcie 1977-1992, restent cohérents avec les précédents, estimés sur 1960-1994. Il manque seulement, pour ce pays et sur l'intervalle rétréci de 1977-1992, les données de contributions régionales aux impôts fédéraux indirects (OT_i) (il ne paraît pas possible d'estimer ces données, à moins d'engager un nouveau travail de grande ampleur).

Dans le cas du Royaume-Uni, deux difficultés se présentent : d'une part, la série GP_i n'est disponible que pour la période 1982-93 ; d'autre part, la décomposition régionale des transferts du gouvernement central aux gouvernements de niveau inférieur n'est pas disponible. La situation est encore pire dans le cas de la France, où la série de GP_i ne couvre que sept ans, soit la période 1982-88. En outre, on a pu observer, au cours d'expérimentations utilisant l'approche en termes de revenu, que, en France et au Royaume-Uni, les estimations de β_S tendent à être biaisées vers un si la période d'étude est raccourcie à environ une décennie. C'est pourquoi on a décidé de concentrer l'analyse sur le Canada et les Etats-Unis.

Deux changements fondamentaux se produisent lorsque l'on bascule d'une comptabilité et de concepts en termes de revenu à une approche en termes de produit brut. D'une part, les effets de redistribution et de stabilisation de la fiscalité directe et des transferts directs ne sont plus liés aux chiffres de revenu, mais aux chiffres de produit brut. D'autre part, la fiscalité et les transferts indirects entrent en jeu. La présentation des résultats pour les Etats-Unis et le Canada distingue clairement entre ces deux changements. On présente d'abord les résultats obtenus sur le Canada, où les données sont plus satisfaisantes (si l'on excepte leur limitation à 9 régions).

Le TABLEAU 4 présente, dans les colonnes « revenu », à gauche, les résultats de l'analyse précédente menée, pour le Canada, sur la période d'étude pertinente, soit 1965-88¹¹. Dans sa partie gauche inférieure, les colonnes « produit brut » indiquent les changements qui résultent du passage à des données de produit brut. Enfin, dans sa partie droite, le tableau présente l'impact total de l'adoption d'une approche en termes de produit brut, c'est-à-dire les résultats que l'on obtient lorsque l'on inclut la fiscalité et les transferts indirects. On voit que, dans la première des deux étapes de la procédure (passage simple de données PI_i à des

¹⁰. Il existe même une série de GP_i pour les Etats-Unis qui remonte jusqu'en 1963, et qui aurait pu, en principe, nous permettre de commencer en 1969, mais Beemiller, du Bureau of Economic Analysis, insiste sur le fait que cette série a été construite sur des principes absolument différents, et que le BEA refuse de diffuser les chiffres antérieurs à 1977 (voir Beemiller & Dunbar, 1993).

¹¹. Les estimations de redistribution inscrites dans la colonne « redistribution » diffèrent des précédents, présentées dans le tableau 2 ; les estimations de stabilisation reportées dans les deux colonnes inférieures « revenu » ne diffèrent cependant pas de celles du tableau 3, car (contrairement à Bayoumi & Masson, qui incluent 10 régions dans leur analyse de la redistribution, mais 9 lorsqu'ils traitent de la stabilisation), on a choisi de ne travailler que sur 9 régions canadiennes (on néglige l'île du Prince Edouard).

TABLEAU 4

Redistribution et stabilisation au Canada, 1965-1988 : une comparaison des approches en termes de produit brut et de revenu

	Sans subvention ni fiscalité indirecte				Avec subventions et fiscalité indirecte			
	β_d	Redistri- bution $1 - \beta_d$	R^2	n	β_d	Redistri- bution $1 - \beta_d$	R^2	n
Données de panel.								
Equation (5), MCO								
Revenu	0,836 (0,018)	0,164	0,996	216	-			
Produit brut	0,913 (0,012)	0,087	0,999	216	0,774 (0,033)	0,226	0,985	216
	β_s	Stabili- sation $1 - \beta_s$	R^2	n	β_s	Stabili- sation $1 - \beta_s$	R^2	n
Panel simple.								
Equation (7), MCO								
Revenu	0,905 (0,016)	0,095	0,936	216	-			
Produit brut	0,961 (0,006)	0,039	0,991	216	0,857 (0,012)	0,143	0,961	216
Panel dynamique.								
Equation (8), MMG								
Revenu	0,856 ⁽¹⁾ (0,007)	0,144	0,994	171	-			
Produit brut	0,951 ⁽²⁾ (0,006)	0,049	0,998	171	0,854 ⁽³⁾ (0,010)	0,146	0,985	171

(1) L'estimation sur panel dynamique pour le "revenu" utilise la structure de retards suivante :

$$0,923 X_t - 0,044 X_{t-1} - 0,023 X_{t-2} + 0,010 X_{t-3} - 0,011 X_{t-4}$$

$$(0,002) \quad (0,003) \quad (0,005) \quad (0,002) \quad (0,001)$$

Instruments utilisés dans la MMG : instruments à un retard et plus.

(2) L'estimation sur panel dynamique pour le "produit brut" utilise la structure de retards suivante :

$$0,980 X_t - 0,031 X_{t-1} - 0,017 X_{t-2} + 0,012 X_{t-3} + 0,007 X_{t-4}$$

$$(0,004) \quad (0,001) \quad (0,007) \quad (0,002) \quad (0,003)$$

Instruments utilisés dans la MMG : instruments à trois retards et plus.

(3) L'estimation sur panel dynamique pour le "produit brut" utilise la structure de retards suivante :

$$0,854 X_t - 0,013 X_{t-1} - 0,013 X_{t-2} + 0,036 X_{t-3} - 0,010 X_{t-4}$$

$$(0,003) \quad (0,003) \quad (0,002) \quad (0,003) \quad (0,002)$$

Instruments utilisés dans la MMG : instruments à deux retards et plus.

$X_{t,j}$ représente soit PI_t/PI_N soit GP_t/GP_N , selon les cas. Le test de χ^2 , associé à la MMG, détermine le choix de la matrice instrumentale appropriée (décrite par un ordre de retard qui, comme on peut le voir, correspond toujours à l'exogénéité faible des instruments). Voir la note explicative du tableau 3.

TABLEAU 5

Redistribution et stabilisation aux Etats-Unis 1977-1992 : une comparaison des approches en termes de produit brut et de revenu

	Sans subvention ni fiscalité indirecte				Avec subventions et fiscalité indirecte			
	β_d	Redistri- bution $1 - \beta_d$	R^2	n	β_d	Redistri- bution $1 - \beta_d$	R^2	n
Données de panel.								
Equation (5), MCO								
Revenu	0,819 (0,016)	0,181	0,982	768				
Produit brut	0,876 (0,016)	0,124	0,984	768	0,864 (0,020)	0,136	0,976	768
	β_s	Stabili- sation $1 - \beta_s$	R^2	n	β_s	Stabili- sation $1 - \beta_s$	R^2	n
Panel simple.								
Equation (7), MCO								
Revenu	0,766 (0,007)	0,234	0,941	768	-	-	-	-
Produit brut	0,903 (0,003)	0,097	0,989	768	0,870 (0,004)	0,130	0,985	768
Panel dynamique.								
Equation (8), MMG								
Revenu	0,797 ⁽¹⁾ (0,036)	0,203	0,981	528	-	-	-	-
Produit brut	0,894 ⁽²⁾ (0,010)	0,106	0,986	528	0,882 ⁽³⁾ (0,013)	0,118	0,980	528

(1) L'estimation sur panel dynamique pour le "revenu" utilise la structure de retards suivante :

$$0,802 X_t - 0,051 X_{t-1} - 0,002 X_{t-2} + 0,051 X_{t-3} - 0,002 X_{t-4}$$

(0,029) (0,026) (0,021) (0,022) (0,017)

Instruments utilisés dans la MMG : instruments à trois retards et plus.

(2) L'estimation sur panel dynamique pour le "produit brut" utilise la structure de retards suivante :

$$0,906 X_t - 0,026 X_{t-1} - 0,008 X_{t-2} + 0,020 X_{t-3} + 0,002 X_{t-4}$$

(0,010) (0,009) (0,008) (0,009) (0,006)

Instruments utilisés dans la MMG : instruments à trois retards et plus.

(3) L'estimation sur panel dynamique pour le "produit brut" utilise la structure de retards suivante :

$$0,913 X_t - 0,034 X_{t-1} - 0,016 X_{t-2} + 0,003 X_{t-3} + 0,015 X_{t-4}$$

(0,012) (0,012) (0,008) (0,009) (0,007)

Instruments utilisés dans la MMG : instruments à zéro retards et plus (faible exogénéité à l'extrême).

$X_{t,j}$ représente soit PI_t/PI_N soit GP_t/GP_N , selon les cas. Le test de χ^2 , associé à la MMG, détermine le choix de la matrice instrumentale appropriée (décrite par un ordre de retard qui, comme on peut le voir, correspond toujours à l'exogénéité faible des instruments). Voir la note explicative du tableau 3.

données GP_i), la redistribution diminue de 16 à environ 9 %, et la stabilisation de 9,5 à 4, ou de 14 à 5 %, selon que l'on utilise des estimations sur panel simple ou dynamique. La partie droite du tableau montre ensuite que l'adoption complète de l'approche en termes de produit brut élève la redistribution à 22,6 %, soit nettement plus que le niveau initial de 16 % ; la stabilisation s'élève quant à elle à 14 %, ce qui est nettement supérieur au niveau initial de 9,5 % obtenu avec l'économétrie de panel simple. Dans le cas du Canada, l'effet positif de l'incorporation de la fiscalité et des transferts indirects l'emporte par conséquent sur l'effet négatif du passage à des données de produit brut, sauf lorsque la stabilisation est estimée avec la méthode des panels dynamiques, où les deux effets se compensent parfaitement. Cette dernière réserve prise en compte, la redistribution comme la stabilisation sont plus importantes dans le cas de l'approche en termes de produit brut que dans celui de l'approche en termes de revenu.

La situation est différente dans le cas des Etats-Unis. Pour ce pays en effet, il faut réestimer la redistribution et la stabilisation dans l'approche en termes de revenus, et ce sur la nouvelle période d'analyse, qui comporte un plus petit nombre d'années. Les colonnes « revenu », dans la partie gauche du TABLEAU 5, montrent que le raccourcissement de la période, lorsque l'on passe de 1960-1994 à 1977-1992, affecte peu les estimations (comparer avec les TABLEAUX 1 et 3). La stabilisation augmente lorsqu'elle est estimée sur panel simple ; elle n'est cependant pas modifiée lorsqu'on l'estime sur panel dynamique (bien que l'écart-type de l'estimation soit deux fois plus important)¹². La partie gauche inférieure montre que, pour les Etats-Unis comme pour le Canada, le passage à des données de produit brut réduit de manière significative aussi bien la stabilisation que la redistribution. La redistribution passe en effet de 18 à 12 %, et la stabilisation de 23 ou 20 à 10 ou 11 %, selon que l'on utilise une estimation sur panel simple ou dynamique¹³.

C'est lorsque l'on ajoute les subventions fédérales qu'apparaissent des différences importantes entre les Etats-Unis et le Canada. La redistribution comme la stabilisation augmentent bien, mais à peine. Elles restent donc notablement inférieures à ce que l'on obtenait auparavant. La redistribution n'atteint que 14 %, ce qui est bien inférieur au niveau initial de 18 %, tandis que la stabilisation s'élève à peine à 12 ou 13 %, ce qui est substantiellement inférieur aux 20 ou 23 % initialement obtenus.

Ces résultats un peu tranchés pour le Canada et les Etats-Unis – redistribution et stabilisation plus faibles lorsque l'on utilise des données de produit brut ; redistribution et stabilisation plus élevées (surtout au Canada) lorsque l'on tient compte de la fiscalité et des transferts indirects – confirment ce que l'on suggérait

12. Il convient de rappeler que l'on dispose de beaucoup plus d'observations régionales pour les Etats-Unis que pour les trois autres pays, ce qui permet d'expliquer que les résultats soient plus robustes, pour ce pays, au raccourcissement de la période d'estimation.

13. Une stabilisation estimée à 10-11 % concorde tout à fait avec l'évaluation de von Hagen (1992), fondée sur une comptabilité identique. Selon cet auteur cependant, l'utilisation de données en termes de revenus ne produit que de faibles différences, ce que l'on ne peut expliquer. Pour le citer : « All of the following regressions were also estimated using real personal instead of real gross product as a measure of state economic activity. ... Since the results of these alternative versions were not much different, I report only those based on real GSP and OLS estimation ».

supra : lorsqu'elle sera possible, l'application à l'Europe de l'approche en termes de produit brut pourra jouer dans les deux sens.

Conclusion

Cet article introduit deux modifications essentielles dans l'étude de la redistribution et de la stabilisation régionale fournie par le budget du gouvernement central, en utilisant d'une part l'économétrie de panel, et en adhérant d'autre part de manière stricte à la cohérence des principes de comptabilité. La comptabilité fondée sur des données de revenu permet une couverture internationale plus large, puisque la France et le Royaume-Uni peuvent être introduits dans l'analyse. Le strict respect d'une approche en termes de produit brut aurait limité cette étude aux Etats-Unis et au Canada.

Chacune de ces modifications – celle du modèle économétrique et celle du principe comptable – est importante en soi. Comme on l'a montré, la méthode d'estimation de Bayoumi & Masson produit des résultats décevants lorsqu'elle est appliquée aux données françaises et britanniques. Mais l'utilisation de l'économétrie de panel pour l'analyse de ces deux pays résoud cette difficulté et produit des estimations acceptables. Elle fournit en outre des résultats raisonnables pour les Etats-Unis et le Canada, où la méthode de Bayoumi & Masson avait fait preuve d'un succès apparent. Il apparaît également que le fait d'inclure les subventions aux gouvernements de niveau inférieur lorsque l'on utilise l'approche en termes de revenus, ou de ne pas les introduire lorsque l'on utilise l'approche en termes de produit brut, altère nettement les résultats. Mais il est probable que ces altérations sont en réalité des distorsions liées à une comptabilité contestable.

Dans le cas des Etats-Unis et du Canada, les estimations de redistribution et de stabilisation fondées sur l'utilisation conjointe de l'économétrie de panel et d'une comptabilité cohérente n'atteignent jamais les niveaux élevés obtenus dans la littérature antérieure¹⁴. Lorsque l'on utilise une approche en termes de revenu, l'étude des Etats-Unis fournit des ordres de grandeur qui restent aux alentours de 17 % pour la redistribution et de 20 % pour la stabilisation. Dans le cas du Canada, on obtient un niveau de redistribution équivalent, mais la stabilisation n'atteint qu'un niveau de 10 à 14 %. Dans le cas des Etats-Unis, le recours à une comptabilité en termes de produit brut réduit la redistribution estimée à environ 14 %, et la stabilisation à environ 12 %. Cependant, la stabilisation est probablement sous-évaluée : il est probable que l'introduction dans l'analyse des contributions des états fédérés aux impôts indirects fédéraux compenserait la réduction observée des estimations¹⁵. Dans le cas du Canada, l'utilisation d'une comptabilité en termes de produit brut élève la redistribution estimée à 23 % et la

14. Ces niveaux élevés correspondent aux estimations de Sala-i-Martin & Sachs, selon lesquelles la stabilisation atteindrait 40 % aux Etats-Unis, et à celles de Bayoumi & Masson, selon lesquelles la redistribution atteindrait 39 % au Canada ; pour ces deux estimations, les subventions fédérales aux gouvernements de niveau inférieur sont incluses dans les données de revenu. Rappelons cependant que Bayoumi & Masson émettent des réserves importantes à ce sujet.

15. Pour ce qui concerne les Etats-Unis, comparer avec le travail récent et intéressant de Asdrubali, Sørensen & Yosha (1996).

stabilisation à 14 %, ce qui correspond à la limite haute de l'éventail lorsque l'on adopte une comptabilité en termes de revenu.

Dans les deux pays européens analysés, on n'a pu utiliser que l'approche en termes de revenus ; les résultats indiquent que la redistribution opérée par le budget du gouvernement central est plus importante qu'en Amérique du Nord, en particulier dans le cas de la France, où le chiffre atteint 38 %, soit 12 % de plus qu'au Royaume-Uni. L'importance de la stabilisation est cependant similaire dans ces deux pays et aux Etats-Unis, puisqu'elle s'élève dans l'ensemble aux environs de 20 %. On a indiqué qu'il existe d'excellentes raisons de penser que l'adoption d'une comptabilité en termes de produit, lorsqu'elle sera possible, pourra jouer dans les deux sens en France et au Royaume-Uni. A cet égard, il serait tout à fait utile de disposer d'indications sur toutes ces questions dans le cas de l'Allemagne, de l'Italie et de l'Espagne – les trois autres membres importants de l'Union européenne.

J. M., F. Z.

ANNEXE

LES SOURCES UTILISÉES-LES DONNÉES

Les Etats-Unis

Toutes les données portant sur les Etats-Unis, sauf les subventions fédérales allouées aux états et aux gouvernements locaux, proviennent directement du Bureau of Economic Analysis (BEA) du Département américain du Commerce. Les subventions fédérales viennent quant à elles du Département américain du Commerce, *Federal Expenditures by State for Fiscal year 19—*(différentes années), ou (de manière équivalente), du *Statistical Abstract of the United States*. Pour décrire la construction de toutes les variables, on se réfère aux lignes exactes des tableaux fournis par le BEA.

Pour construire DI_i , le revenu disponible régional par tête, on utilise d'abord le « revenu des personnes physiques » total, tableau SA50, ligne 010, qui correspond à l'ensemble des revenus du travail ou non, avant impôts des gouvernements fédéral, fédéré et local. On déduit ensuite la fiscalité fédérale, présentée dans le même tableau, ligne 070 (« taxes fiscales et non fiscales sur les personnes, du gouvernement fédéral »). Les lignes 010 moins 070 du tableau SA50, divisées par la population (même tableau, ligne 020), fournissent DI_i .

Pour ce qui concerne PI_i , on part également du « revenu des personnes physiques », tableau SA50, ligne 010. Mais on doit alors en déduire les revenus de transfert en provenance du gouvernement fédéral, qui sont inclus dans cette ligne. Ces revenus de transferts se trouvent dans la ligne 020 du tableau SA35, intitulée « revenus totaux versés par le gouvernement aux individus », où ils sont, cependant, combinés à certains revenus de transfert versés par les gouvernements de niveau inférieur : il s'agit en particulier des « prestations de retraite aux employés des gouvernements locaux et fédérés » (ligne 080) et des « indemnités d'assurance chômage des états » (ligne 180). Pour déduire les revenus de transfert en provenance du gouvernement fédéral, on soustrait à la ligne 020 la somme des lignes 080 et 180. Il faut cependant procéder à un ajustement supplémentaire, car le « revenu des personnes physiques », tel qu'il est défini dans le tableau

SA50, ligne 010, exclut les contributions personnelles à l'assurance sociale (voir la note 5 du tableau SA50). Il faut donc ajouter ces contributions, qui se trouvent dans le tableau SA05, ligne 041. La ligne 010 du tableau SA50 plus la ligne 041 du SA05, moins, dans le tableau SA35, la ligne 020 moins les lignes 080 + 180, fournit, après division par la population, PI_i .

La différence essentielle entre le travail de Bayoumi & Masson et celui qui est présenté ici est liée au traitement des contributions personnelles à l'assurance sociale (tableau SA05, ligne 041) et aux transferts fédéraux (tableau SA35, lignes 020-(080+180)). Bien que ces contributions fiscales soient exclues du « revenu des personnes physiques » tandis que ces transferts y sont inclus, Bayoumi & Masson déduisent les premières (ainsi que les taxes sur les revenus personnels) du « revenu des personnes physiques » et ajoutent les dernières à ce revenu pour en déduire DI_i . Ils traitent également la série « revenus des personnes physiques » elle-même comme PI_i . Par conséquent, on peut interpréter la variable expliquée de leurs régressions comme $(DI - PT_1 + TR)_i$, et non comme DI_i et la variable explicative comme $(DI + PT_2)_i$, et non comme PI_i , où PT_1 représente les cotisations de sécurité sociale et PT_2 les impôts sur les revenus des personnes physiques. Autrement dit, leur variable expliquée est égale à $(PI - PT_2 - 2(PT_1 - TR))_i$, et leur variable endogène à $(PI - PT_1 + TR)_i$. On peut alors admettre que la différence absolue entre la partie gauche et droite dans leur cas est toujours $(PT - TR)_i$. Ainsi, leurs estimations peuvent être très proches de celles qui sont effectuées ici, bien que des différences persistent – d'autant plus que les équations régressent DI_i/DI_N sur PI_i/PI_N et que l'écart entre ces deux ratios diffère entre leurs estimations et celles qui sont présentées ici.

La série GP_i , qui décrit le produit régional brut par tête, est obtenue directement à partir du tableau de produit brut par état fourni par le BEA, divisées par la population. Pour construire la variable $GP_i - (PT+OT)_i + (TR + OTR)_i$, qui représente le produit régional brut par tête après correction des impôts et des transferts fédéraux, on effectue les mêmes ajustements de fiscalité et de transferts que précédemment, et l'on ajoute les subventions de l'état fédéral accordées aux états et aux gouvernements locaux.

Toutes les données sont disponibles sur la période qui va de 1958 à 1994, sauf dans le cas de GP_i , pour lequel la période couverte concerne seulement 1977-1992, et des subventions fédérales, qui sont fournies de 1969 à 1994.

Les estimations de Bayoumi & Masson ne couvrent que 48 états continentaux, et excluent Washington DC, l'Alaska et Hawaï. Goodhart & Smith (1993, p. 446), ont montré que Washington DC fait figure de point aberrant dans les données de PIB, « pour des raisons qui ne peuvent être expliquées de manière satisfaisante », et excluent également cet état de leur analyse (ainsi que les six principaux états producteurs de pétrole). Après une série de tests, on a décidé de suivre Bayoumi & Masson et d'exclure de l'analyse économétrique l'Alaska et Hawaï, de même que Washington DC, bien que les différences dans les estimations concernent essentiellement la série GP_i . La première année étudiée est 1960, et non 1958, car lorsque le travail présenté ici a débuté, les données pour l'Alaska et Hawaï n'étaient pas encore disponibles avant 1960, et ces états n'étaient pas encore exclus de l'analyse.

Le Canada

Pour le Canada, toutes les séries proviennent d'un extrait de la base de données CANSIM « Comptes économiques des Provinces », obtenu directement auprès de Statistique Canada.

Pour construire DI_i , on utilise dans un premier temps le « revenu des personnes physiques de la Province », matrices n° 5089-5099 ligne 9 ; cette série inclut tous les transferts aux individus en provenance des administrations publiques, qu'elles soient fédérale, provinciale et locale, et est donnée brute de toute déduction fiscale de quelque type que ce soit sur le revenu des personnes physique. On en soustrait alors la fiscalité sur les personnes physiques prélevée par le gouvernement fédéral (qui inclut aussi bien les cotisations de sécurité sociale que les impôts sur le revenu des personnes physiques), matrices n° 6757-6766, ligne 1. Après division par la population, matrices n° 6967-6977, ligne 1, on obtient DI_i . PI_i est construit à partir du « revenu des personnes physiques de la Province », comme auparavant, dont on déduit les transferts fédéraux aux individus, matrices n° 6757-6766, ligne 9.

Pour construire GP_i , on divise la série concernée, matrices n° 6967-6977, ligne 14, par la population. Ensuite, on procède aux corrections appropriées pour la fiscalité et les transferts, en soustrayant à cette série les impôts directs évoqués précédemment, de même que les taxes fédérales indirectes, matrices n° 6757-6766, ligne 4, et en y ajoutant les transferts fédéraux signalés *supra*, ainsi que les subventions fédérales aux gouvernements provinciaux et locaux, matrices n° 6757-6766, lignes 13 et 14.

Dans le cas du Canada, les cotisations de sécurité sociale sont incluses dans le « revenu des personnes physiques », de même que la fiscalité sur les revenus des personnes physiques ; la différence entre le traitement des séries adopté ici et celui retenu par Bayoumi & Masson concerne donc strictement les transferts fédéraux. Comme dans le cas américain, Bayoumi & Masson construisent DI_i en ajoutant ces transferts au « revenu des personnes physiques », au lieu de les soustraire du « revenu des personnes physiques » pour construire PI_i . Toutefois, dans une version antérieure de leur article datant de 1992, les séries pour le Canada sont construites exactement comme dans le travail présenté ici (ce qui explique la part de mystère qui entoure la note 2 du tableau 2).

Toutes les séries sont disponibles pour la période 1961-1994, mais on n'a mené les tests que sur la période 1965-1988, c'est-à-dire sur l'échantillon temporel retenu par Bayoumi & Masson, car certaines parties des séries plus longues n'ont été disponibles que très tardivement.

Bayoumi & Masson estiment la redistribution sur un échantillon géographique réduit à 10 provinces, qui exclut le Yukon et les Territoires du nord-ouest. Pour étudier la stabilisation, ils négligent également l'île du Prince Edouard. Après un certain nombre de tests, on a également décidé d'exclure ces mêmes Provinces, faiblement peuplées, de tout le travail, sauf pour les cas où l'on compare le travail effectué ici aux résultats de Bayoumi & Masson (pour la redistribution, c'est-à-dire le tableau 2).

La France

Les « Comptes régionaux des ménages », INSEE, Résultats, *Economie générale*, n° 65-66, février 1993, constitue la principale source de données régionales françaises. Les données complémentaires proviennent des publications de l'INSEE, *Annuaire statistique de la France* (différentes années), *Archives et documents*, n° 180, septembre 1986, et *Collections de l'INSEE série R* (différentes années).

Les statistiques régionales françaises fournissent les séries exactes de revenu disponible des personnes physiques (variable N3, *revenu disponible brut*), qu'il suffit de diviser

par la population pour obtenir DI_i . Pour passer du revenu disponible à PI_i , il suffit d'y ajouter la fiscalité sur le revenu des personnes physiques, ainsi que les autres impôts sur le revenu et la propriété (variables R612 + R613, *impôt sur le revenu + autres impôts sur le revenu et le patrimoine*) et les contributions personnelles à l'assurance sociale (variables R62 + R63, *cotisations sociales versées*) et d'en déduire les transferts sociaux aux individus (variable R64, *prestations sociales reçues*) ; on le divise enfin par la population.

On a cependant dû compiler ces séries à partir de toutes les sources précédemment mentionnées, afin de remplacer les nombreuses observations manquantes dans les « *Comptes régionaux des ménages* » de 1973 à 1989. Pour davantage de détails, voir Zumer (1996).

Le Royaume-Uni

La principale source des données pour le Royaume-Uni est le Central Statistical Office, *Regional Trends* (différentes années). On a cependant pu obtenir directement auprès du CSO (devenu depuis l'Office for National Statistics) un extrait des séries essentielles.

Pour construire DI_i , on utilise la série de « revenu total des personnes physiques » qui inclut les revenus de transfert, et est donnée brute de toute fiscalité sur le revenu. Il faut alors en déduire la « fiscalité sur les revenus des personnes physiques » et les « cotisations personnelles à la sécurité sociale », puis diviser par la population. PI_i est construit à partir du « revenu total des personnes physiques », dont on déduit les « prestations de sécurité sociale et autres subventions courantes en provenance du gouvernement général », avant de le diviser par la population. Cependant, ces « prestations de sécurité sociale et autres subventions courantes en provenance du gouvernement général » ne sont pas publiées dans les *Regional Trends*, et doivent être obtenues auprès de l'Office for National Statistics.

Toutes ces séries sont disponibles de 1971 à 1993 inclu.

LES DONNÉES

Cf. pages suivantes.

TABLEAU

Etats-Unis : PI_i/PI_N (1) et GP_i/GP_N (2)

		Moyenne				Ecart-type	
		1960-76	1977-92	1977-84	1985-92	1960-76	1977-92
<i>Nouvelle-Angleterre</i>	1	1,09	1,13	1,07	1,20	0,024	0,073
	2		1,06	0,99	1,13		0,081
Connecticut	1	1,27	1,33	1,26	1,41	0,042	0,086
	2		1,21	1,13	1,29		0,094
Maine	1	0,81	0,84	0,80	0,88	0,012	0,046
	2		0,80	0,76	0,84		0,046
Massachusetts	1	1,09	1,14	1,07	1,21	0,023	0,081
	2		1,09	1,01	1,17		0,092
New Hampshire	1	0,96	1,08	1,01	1,14	0,018	0,086
	2		0,93	0,86	1,01		0,085
Rhode Island	1	0,98	0,97	0,94	1,00	0,031	0,040
	2		0,89	0,86	0,93		0,042
Vermont	1	0,86	0,89	0,85	0,93	0,022	0,046
	2		0,85	0,81	0,89		0,049
<i>Centre est</i>	1	1,13	1,12	1,08	1,15	0,021	0,039
	2		1,06	1,02	1,10		0,046
Delaware	1	1,19	1,09	1,08	1,11	0,044	0,025
	2		1,19	1,08	1,30		0,140
Maryland	1	1,10	1,15	1,11	1,19	0,022	0,047
	2		0,98	0,92	1,03		0,058
New Jersey	1	1,21	1,26	1,20	1,32	0,021	0,071
	2		1,13	1,05	1,21		0,089
New York	1	1,19	1,14	1,10	1,18	0,043	0,049
	2		1,13	1,09	1,18		0,051
Pennsylvanie	1	0,99	0,98	0,98	0,98	0,006	0,014
	2		0,93	0,92	0,93		0,019
<i>Grands Lacs</i>	1	1,06	1,00	1,02	0,99	0,014	0,031
	2		0,99	1,00	0,97		0,034
Illinois	1	1,18	1,11	1,12	1,09	0,022	0,026
	2		1,08	1,08	1,07		0,028
Indiana	1	0,98	0,92	0,94	0,90	0,016	0,036
	2		0,92	0,93	0,91		0,037
Michigan	1	1,06	1,01	1,02	0,99	0,025	0,041
	2		0,97	0,99	0,95		0,059
Ohio	1	1,02	0,96	0,98	0,93	0,015	0,033
	2		0,96	0,97	0,94		0,031
Wisconsin	1	0,97	0,95	0,97	0,93	0,008	0,027
	2		0,94	0,96	0,92		0,027
<i>Plaines</i>	1	0,95	0,95	0,96	0,94	0,025	0,017
	2		0,96	0,97	0,95		0,020

		Moyenne				Ecart-type	
		1960-76	1977-92	1977-84	1985-92	1960-76	1977-92
Iowa	1	0,96	0,92	0,96	0,88	0,036	0,052
	2		0,93	0,97	0,88		0,067
Kansas	1	0,96	0,98	1,00	0,96	0,033	0,027
	2		0,98	1,00	0,95		0,031
Minnesota	1	0,98	1,03	1,02	1,03	0,028	0,012
	2		1,03	1,02	1,04		0,015
Missouri	1	0,94	0,94	0,94	0,94	0,008	0,010
	2		0,93	0,93	0,93		0,018
Nebraska	1	0,95	0,94	0,94	0,93	0,033	0,023
	2		0,96	0,98	0,95		0,032
Dakota du Nord	1	0,87	0,83	0,88	0,78	0,128	0,074
	2		0,94	1,04	0,84		0,125
Dakota du Sud	1	0,82	0,80	0,81	0,79	0,060	0,038
	2		0,84	0,84	0,84		0,036
<i>Sud est</i>	1	0,79	0,85	0,84	0,86	0,039	0,013
	2		0,88	0,87	0,89		0,012
Alabama	1	0,71	0,76	0,75	0,77	0,030	0,015
	2		0,79	0,78	0,80		0,013
Arkansas	1	0,67	0,72	0,72	0,71	0,040	0,015
	2		0,75	0,75	0,75		0,017
Floride	1	0,90	0,95	0,94	0,97	0,047	0,025
	2		0,85	0,83	0,86		0,023
Géorgie	1	0,82	0,90	0,86	0,93	0,042	0,042
	2		0,93	0,89	0,98		0,051
Kentucky	1	0,75	0,77	0,79	0,75	0,028	0,026
	2		0,84	0,86	0,82		0,030
Louisiane	1	0,76	0,81	0,87	0,75	0,027	0,067
	2		1,11	1,24	0,99		0,155
Mississippi	1	0,61	0,65	0,66	0,63	0,045	0,019
	2		0,72	0,74	0,70		0,024
Caroline du nord	1	0,79	0,84	0,82	0,87	0,042	0,030
	2		0,91	0,87	0,96		0,050
Caroline du sud	1	0,71	0,77	0,75	0,78	0,049	0,017
	2		0,78	0,75	0,81		0,036
Tennessee	1	0,77	0,82	0,81	0,84	0,038	0,021
	2		0,87	0,85	0,90		0,031
Virginie	1	0,92	1,02	0,99	1,05	0,036	0,039
	2		0,98	0,93	1,02		0,050
Virginie occidentale	1	0,72	0,71	0,74	0,67	0,027	0,044
	2		0,76	0,80	0,71		0,056
<i>Sud ouest</i>	1	0,87	0,93	0,98	0,89	0,028	0,052
	2		1,05	1,14	0,97		0,101
Arizona	1	0,89	0,90	0,91	0,89	0,037	0,030
	2		0,89	0,90	0,87		0,032

		Moyenne				Ecart-type	
		1960-76	1977-92	1977-84	1985-92	1960-76	1977-92
Nouveau Mexique	1	0,79	0,78	0,81	0,75	0,027	0,034
	2		0,93	1,01	0,84		0,104
Oklahoma	1	0,82	0,86	0,92	0,79	0,025	0,074
	2		0,93	1,03	0,83		0,122
Texas	1	0,89	0,97	1,02	0,93	0,033	0,057
	2		1,12	1,21	1,03		0,113
<i>Montagnes Rocheuses</i>	1	0,94	0,94	0,97	0,90	0,027	0,041
	2		0,98	1,04	0,93		0,063
Colorado	1	1,00	1,07	1,10	1,04	0,031	0,042
	2		1,05	1,08	1,01		0,047
Idaho	1	0,86	0,82	0,85	0,80	0,035	0,039
	2		0,83	0,86	0,79		0,051
Montana	1	0,89	0,82	0,87	0,77	0,040	0,058
	2		0,87	0,97	0,78		0,102
Utah	1	0,85	0,79	0,82	0,76	0,036	0,033
	2		0,85	0,88	0,82		0,033
Wyoming	1	1,00	1,02	1,12	0,91	0,055	0,128
	2		1,53	1,77	1,29		0,295
<i>Côte ouest</i>	1	1,15	1,12	1,14	1,11	0,034	0,022
	2		1,11	1,11	1,11		0,011
Californie	1	1,19	1,15	1,17	1,14	0,039	0,027
	2		1,14	1,14	1,14		0,015
Nevada	1	1,21	1,12	1,15	1,09	0,057	0,045
	2		1,19	1,20	1,18		0,035
Oregon	1	0,99	0,94	0,97	0,91	0,017	0,044
	2		0,92	0,95	0,90		0,052
Whashington	1	1,06	1,05	1,07	1,03	0,034	0,029
	2		1,03	1,04	1,03		0,025

TABLEAU

Canada : PI_i/PI_N (1) et GP_i/GP_N (2)					
		Moyenne			Ecart-type
		1965-88	1965-76	1977-88	1965-88
Alberta	1	1,04	0,99	1,09	0,064
	2	1,28	1,15	1,41	0,197
Colombie britannique	1	1,07	1,08	1,06	0,044
	2	1,06	1,08	1,04	0,049
Manitoba	1	0,90	0,92	0,88	0,024
	2	0,88	0,89	0,86	0,018
Nouveau Brunswick	1	0,68	0,67	0,69	0,021
	2	0,65	0,63	0,66	0,043
Terre-Neuve	1	0,61	0,59	0,63	0,023
	2	0,57	0,53	0,60	0,038
Nouvelle Ecosse	1	0,74	0,72	0,75	0,028
	2	0,67	0,65	0,69	0,051
Ontario	1	1,14	1,17	1,11	0,041
	2	1,12	1,16	1,08	0,056
Québec	1	0,92	0,91	0,94	0,018
	2	0,89	0,89	0,88	0,017
Saskatchewan	1	0,85	0,84	0,87	0,072
	2	0,91	0,88	0,94	0,084

TABLEAU

France : PI_i / PI_N		Moyenne			Ecart-type
		1973-89	1973-80	1981-89	1973-89
<i>Bassin parisien</i>		1,42	1,43	1,41	0,018
<i>Centre ouest</i>	Bretagne	0,86	0,84	0,88	0,022
	Centre	0,96	0,95	0,97	0,022
	Basse-Normandie	0,87	0,87	0,87	0,013
	Haute-Normandie	0,95	0,97	0,94	0,020
	Pays de la Loire	0,89	0,88	0,89	0,012
<i>Nord est</i>	Alsace	1,01	0,98	1,04	0,036
	Bourgogne	0,91	0,91	0,90	0,009
	Champagne-Ardenne	0,97	0,98	0,97	0,016
	Franche-Comté	0,89	0,92	0,86	0,029
	Lorraine	0,92	0,94	0,90	0,028
	Nord - Pas-de-Calais	0,84	0,86	0,82	0,025
	Picardie	0,88	0,90	0,85	0,027
<i>Centre Sud est</i>	Auvergne	0,86	0,86	0,86	0,008
	Languedoc Rousillon	0,82	0,82	0,83	0,018
	Prov. - Alpes -C. Azur	0,91	0,90	0,93	0,016
	Rhône-Alpes	0,99	0,98	0,99	0,008
<i>Sud ouest</i>	Aquitaine	0,90	0,88	0,92	0,027
	Limousin	0,84	0,83	0,84	0,018
	Midi-Pyrénées	0,87	0,84	0,90	0,034
	Poitou-Charentes	0,85	0,85	0,85	0,012

TABLEAU

Royaume-Uni : PI_i / PI_N		Moyenne		Ecart-type	
		1971-93	1971-81	1982-93	1971-93
Nord		0,88	0,89	0,87	0,026
Yorshire & Humberside		0,92	0,93	0,92	0,011
East Midlands		0,97	0,97	0,97	0,012
East Anglia		0,99	0,96	1,02	0,033
Londres		1,24	1,25	1,24	0,020
Reste du Sud est		1,11	1,08	1,13	0,033
Sud ouest		0,99	0,97	1,00	0,021
West Midlands		0,95	0,98	0,92	0,039
Nord ouest		0,92	0,94	0,90	0,022
Pays de Galles		0,84	0,86	0,82	0,025
Ecosse		0,94	0,93	0,95	0,021
Irlande du Nord		0,79	0,78	0,80	0,022

RÉFÉRENCES

- Arellano M. & S. Bond (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-97.
- Asdrubali P., B. Sørensen & O. Yosha (1996), « Channels of Interstate Risk-Sharing: United States 1963-1990 », *Quarterly Journal of Economics*, 111, pp. 1081-1110.
- Bayoumi T. & P. R. Masson (1995), « Fiscal Flows in the United States and Canada: Lessons for Monetary Union in Europe », *European Economic Review*, 39, pp. 253-74.
- Beemiller R.M. & A.E. Dunbar (1993), « Gross State Product, 1977-90 », *Survey of Current Business*, décembre, pp. 28-37.
- Fatás A. (1997), « Does EMU Need a Fiscal Federation? », communication présentée lors de la session du 17/18 octobre de l'Economic Policy Forum à Bonn.
- Goodhart C. & S. Smith (1993), « Stabilisation », in EC, « The Economics of Community Public Finance », *European Economy*, Reports and Studies, 5, pp. 417-55.
- Gros D. & E. Jones (1994), « Fiscal Stabilisers in the US Monetary Union », *CEPS Working Document* n° 83, CEPS, Bruxelles.
- MacDougall Report (1977), « Report of the Study Group on the Role of Public Finance in European Integration », présidé par Sir Donald MacDougall, *EC Economic and Financial Series* n° A 13 et B 13.
- Mairesse J. (1990), « Time-Series and Cross-Sectional Estimates on Panel Data: Why Are they Different and Why Should they Be Equal? » in J. Hartog, G. Ridder et J. Theeuwes, *Panel Data and Labor Market Studies*, Amsterdam : Elsevier Science Pub. Co., pp. 81-96.
- Mátyas L. & P. Sevestre (1996), *The Econometrics of Panel Data*, Netherlands : Kluwer Academic Publishers, 2^e édition mise à jour.
- Méitz J. & S. Vori (1993), « National Insurance Against Unevenly Distributed Shocks in a European Monetary Union », *Recherches Economiques de Louvain*, 59, pp. 81-104.
- Obstfeld M. & G. Peri (1997), « Regional Nonadjustment and Fiscal Policy », communication présentée à la session du 17/18 octobre de l'Economic Policy Forum à Bonn.
- Pisani-Ferry J., A. Italianer & R. Lescure (1993), « Stabilisation Properties of Budgetary Systems: A Simulation Analysis », in EC, « The Economics of Community Public Finance », *European Economy*, Reports and Studies, 5, pp. 511-38.
- Sala-i-Martin X. & J. Sachs (1991), « Fiscal Federalism and Optimum Currency Areas: Evidence for Europe from the United States », *NBER Working Paper* n° 3855 ; subsequently published in M. Canzoneri, V. Grilli et P. Masson, eds. *Establishing a Central Bank : Issues in Europe and Lessons from the US*, Cambridge University Press.
- von Hagen J. (1992), « Fiscal Arrangements in a Monetary Union-Some Evidence from the US », in D. Fair et C. de Boissieu, eds., *Fiscal Policy, Taxes, and the Financial System in an Increasingly Integrated Europe*, Netherlands : Kluwer Academic Publishers.
- Zumer F. (1996), « Fédéralisme budgétaire et stabilisation », thèse de doctorat, Institut d'Etudes Politiques de Paris.