

LAURENCE BOONE¹

SYMÉTRIE DES CHOCS EN UNION EUROPÉENNE : UNE ANALYSE DYNAMIQUE

RÉSUMÉ. L'UEM naîtra officiellement dans deux ans, et il n'y a toujours pas de consensus sur le degré de convergence atteint par les économies européennes, ni sur l'ampleur des coûts et bénéfices d'une union monétaire. Une grande partie de la littérature s'est inspirée de la théorie des zones monétaires optimales (Mundell (1961), Mac Kinnon (1964) et Kenen (1969)) pour discuter ce sujet. L'idée principale est que les différences de structure économique qui subsistent au sein des pays membres désireux de former une union monétaire seront à l'origine de coûts d'ajustement. Cependant, ces coûts seront d'autant plus limités que les structures économiques se ressemblent. Pour estimer le degré de ressemblance des économies européenne, la littérature a généralement procédé de la façon suivante. Premièrement, les chocs macro-économiques (par exemple chocs d'offre ou de demande) subis par les pays susceptibles de rejoindre l'UEM sont estimés sur une période donnée (généralement les trente dernières années). Puis, un coefficient de corrélation entre le même

type de chocs pour deux pays est calculé sur cette période. Une corrélation élevée reflète un niveau de symétrie élevé entre les structures économiques des pays considérés.

Cette approche fait l'hypothèse implicite d'une corrélation stable sur l'ensemble de la période, ce qui nécessite :

— qu'il n'y ait eu aucune évolution dans la structure des économies considérées sur les trente dernières années, c'est-à-dire que la convergence des économies prenant part à l'UEM ait été déjà réalisée avant la période observée ;

— qu'aucun événement « anormal » ne se soit produit sur cette même période : à titre d'exemple, les méthodes décrites ci-dessus supposent implicitement que la réunification allemande n'ait eu qu'un impact temporaire sur le processus de convergence.

Ces hypothèses semblent extrêmement fortes. La réunification allemande a sans doute perturbé de façon significative et durable les relations entre l'Allemagne et ses partenaires européens. De plus, le SME, l'Acte unique et toutes les réformes mises

1. Laurence Boone est économiste au CEPII (boone@cepii.fr).

L'auteur remercie vivement Tamin Bayoumi et Barry Eichengreen qui lui ont fourni résultats et programmes de leur analyse de 1996. Elle remercie également, pour les discussions fructueuses qu'elle a eues avec eux, Stephen G. Hall, Jean Pisani-Ferry, Claire Lefebvre, Benoit Mojon, Stéphanie Guichard, Loïc Cadiou ainsi que les participants à un séminaire interne du CEPII, aux XIV^e journées d'économie monétaire et bancaire (GDR Monnaie et financement), aux colloques de l'European Economic Association et de l'Econometric Society European Meeting. Les erreurs restantes sont de la seule responsabilité de l'auteur.

en œuvre pour favoriser l'intégration européenne doivent, au moins, avoir accéléré et renforcé le processus d'intégration. Globalement, sur les trente dernières années, il apparaît hautement improbable que la corrélation entre les économies européennes soit constante.

Cet article utilise une méthode économétrique récente qui permet de mesurer de façon dynamique l'évolution de la convergence des structures entre économies européennes. Cette technique permet également de tenir compte de cassures dans les processus de convergence en œuvre. Dans un premier temps, des séries de chocs d'offre et de demande sont estimés par une analyse VAR (Bayoumi & Eichengreen, 1996). Puis la corrélation entre ces chocs est mesurée de manière dynamique. Ceci permet d'obte-

nir des conclusions renouvelées sur la convergence des Quinze par rapport à la littérature antérieure.

La convergence d'un groupe de pays du « noyau » (France, Belgique, Autriche et Pays-Bas) mise en évidence par des recherches précédentes est confirmée et d'autres résultats apparaissent. Tout d'abord, en ce qui concerne les chocs d'offre, l'Italie et l'Espagne ont atteint un niveau de convergence avec l'Allemagne similaire à celui des pays du « noyau ». Ensuite, il est démontré que, malgré une intégration croissante entre pays noyaux et l'Allemagne, on n'observe pas de symétries des sentiers de convergence : l'effort s'est fait entièrement en direction de l'Allemagne, le « noyau » ne représente toujours pas une force d'attraction pour les autres pays européens, y compris l'Allemagne.

À la veille du lancement de la monnaie unique, il semble n'y avoir de consensus ni sur les coûts et bénéfices de l'UEM, ni sur le degré de convergence atteint par les candidats.

La recherche dans ce domaine a été guidée par la théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO) présentée par Mundell (1961) et développée par Mc Kinnon (1964) et Kenen (1969). L'idée sous-jacente est qu'un groupe de pays a intérêt à former une ZMO si les économies réalisées avec la suppression des coûts de transaction sont supérieures aux coûts entraînés par l'abandon du taux de change et d'une politique monétaire nationale. Les coûts d'ajustement sont fonction du degré de symétrie des chocs subis par les différentes économies : si les membres de l'union subissent les mêmes chocs, une politique commune ne nécessitera aucun ajustement. Par contre, en cas de chocs asymétriques, la politique commune pourra être mal adaptée, voir coûteuse pour le pays concerné. Les coûts d'ajustement peuvent être atténués si les prix et salaires sont flexibles, et le travail mobile. Cependant, les études empiriques s'accordent à souligner la faible mobilité du travail en Europe, ainsi que la rigidité des prix et salaires. La symétrie des chocs reçus par les économies risque donc de jouer un rôle crucial.

La littérature récente propose des évaluations de ces asymétries (Bayoumi & Eichengreen, 1993a & b et 1994 ; Funke, 1995), mais celles-ci sont pour la plupart statiques. La méthode généralement utilisée est d'estimer des séries de chocs frappant les économies et de calculer le coefficient de corrélation entre ces séries. Cependant, cette pratique suppose implicitement que les coefficients de corrélation sont stables sur l'ensemble de la période, ce qui dépend de trois hypothèses. La première est que ces chocs sont structurels, c'est-à-dire reflètent certaines

particularités des structures économiques. La deuxième est qu'il n'y a eu aucune évolution des similarités structurelles entre les pays européens sur les trente dernières années. La troisième est qu'aucun événement exogène extraordinaire n'a perturbé un éventuel phénomène de convergence. Au mieux, la littérature récente a tenu compte du phénomène de réunification en regardant les coefficients de corrélation avant et après 1991 (Funke, *op. cit.*), et de la mise en place du Mécanisme de Change Européen (MCE) selon le même principe (Fatas, 1996).

Une mesure dynamique des corrélations est essentielle et nécessite une méthode qui permette, non seulement d'estimer un coefficient variable dans le temps, mais également de prendre en compte des événements exogènes telle que la réunification allemande. Le filtre de Kalman satisfait à ces objectifs. Intuitivement il permet d'estimer des coefficients de corrélation variables dans le temps, mais aussi de modéliser des changements de structure. Son utilisation dans le cadre européen s'est exclusivement concentrée sur l'évaluation de la convergence des variables visées par le traité de Maastricht. Son usage est étendu ici à la mesure des asymétries représentées par les chocs structurels subis par les économies européennes.

Les chocs ne sont pas des variables directement observables et nécessitent d'être estimés par une méthode adéquate. La littérature usuelle distingue trois types de chocs : ceux de demande, d'offre et les chocs monétaires (Demertzis & *al.*, 1996). En union monétaire, les chocs monétaires étant symétriques, il faut se concentrer sur les asymétries résultant des autres types de chocs. La distinction établie entre les deux repose sur l'idée suivante. Les chocs permanents sont pour la plupart dus à des chocs technologiques. Ainsi, les fluctuations de production persistantes résulteraient de chocs d'offre qui refléteraient les (a)symétries structurelles entre économies et qui seraient indépendants des politiques économiques. Évaluer l'ampleur de ces asymétries est un élément crucial de l'évaluation des coûts d'ajustement dérivant de l'UEM. En revanche, les chocs de demande n'auraient qu'un effet temporaire sur la production. Évaluer le degré de symétrie de ces chocs est néanmoins informatif, si l'on considère qu'ils sont généralement induits et/ou peuvent être corrigés par les politiques économiques. L'ampleur des (a)symétries de demande entre économies européennes donnerait une indication sur le degré de coordination des politiques monétaires et budgétaires en Europe.

Après avoir brièvement résumé les connaissances empiriques dans ce domaine, l'article explique la méthodologie utilisée. Sont d'abord présentés le filtre de Kalman utilisé pour mesurer la convergence, puis la méthode par laquelle les séries de chocs sont obtenues. Une analyse plus spécifique de la convergence de la France vers l'Allemagne est ensuite proposée, suivie des résultats obtenus pour 14 pays de l'Union européenne face à des chocs d'offre par rapport à l'Allemagne, puis face à des chocs de demande. L'accent est mis sur les informations nouvelles obtenues grâce à l'utilisation d'une mesure dynamique des symétries, par rapport aux mesures statiques. Nous tentons également de voir si tous les efforts de convergence ont été orientés par rapport à l'Allemagne ou s'il y a eu homogénéisation des structures européennes autour d'un groupe de pays « noyau ».

Pourquoi une mesure dynamique de la convergence

L'Europe, zone monétaire optimale ?

Le débat sur l'UEM s'est organisé autour de la théorie des ZMO développée par Mundell (1961), McKinnon (1964) et Kenen (1969). L'idée est que lorsqu'une économie subit un choc extérieur, le taux de change est un instrument d'ajustement plus efficace que la mobilité du travail et la flexibilité des prix et des salaires, ceux-ci étant généralement rigides à la baisse. En union monétaire, un pays ne pouvant plus utiliser l'instrument du taux de change, un ajustement aux chocs extérieurs est plus coûteux. En revanche, les coûts de transaction sont supprimés. Former une union monétaire n'est donc optimal que si les coûts d'ajustement se révèlent inférieurs aux coûts de transaction.

Le niveau des coûts de transaction dépend du degré d'ouverture de l'économie, alors que les coûts d'ajustement sont fonction du degré de symétrie entre les différentes structures économiques et de la mobilité inter-régionale des facteurs. Ces coûts peuvent être atténués par la politique budgétaire, la flexibilité des prix et des salaires, ainsi que par la mobilité du travail. Le degré de symétrie dépend également du degré de spécialisation régionale.

Les travaux de recherche empiriques ont principalement tenté d'évaluer les coûts induits par l'abandon du taux de change². Quelques points font l'objet d'un consensus :

- les pays européens sont relativement ouverts ;
- le capital est mobile, mais pas le travail ; toutefois, celui-ci n'étant pas plus mobile à l'échelle régionale que nationale, cela n'aura pas d'impact sur l'UEM (Gros, 1996) ;
- les prix et les salaires ne sont pas flexibles, mais seule une rigidité des salaires nominaux serait un élément perturbant pour l'UEM en empêchant un ajustement des salaires réels après un choc asymétrique sur les prix (Buiter, 1995).

Il n'y a pas véritablement de consensus sur la spécialisation régionale. Celle-ci reflète des dépendances croissantes entre régions, mais indépendantes du pays considéré : les frontières nationales ont moins d'importance. De ce point de vue, une union monétaire européenne ne sera donc pas différente d'une union monétaire nationale. Les calculs de Bayoumi & Prasad (1995) sur la période 1970-89 pour les Etats-Unis, et 1970-97 pour l'Union européenne, montrent que la variabilité du PIB due à des chocs régionaux serait plus importante en Europe qu'aux Etats-Unis (31 % contre 26 %). De même, Fatas (*op. cit.*) montre que la corrélé-

2. A notre connaissance, peu d'évaluations ont été faites concernant les économies réalisées sur les transactions. Des calculs réalisés par la Commission européenne (1990) évaluent à 0,1 % du PIB les économies réalisées en France et en Allemagne, 0,4 % pour l'ensemble de la communauté. Pisani-Ferry (1996) estime que le manque d'études empiriques sur ce sujet relève de la complexité de la tâche. En effet, l'étude des coûts est essentiellement une analyse macro-économique, alors que l'étude des bénéfices est à la fois macro (monétaire) et micro-économique.

lation du cycle (mesurée par les fluctuations du chômage) au niveau régional est beaucoup plus significative dans la période post-MCE (1980-1992) que pré-MCE (1966-1979), alors que cette corrélation a diminué au niveau national au cours des mêmes périodes. De ce point de vue, une union monétaire aurait des coûts moindres.

Reste à évaluer l'ampleur des asymétries structurelles d'un pays à l'autre pour estimer les coûts susceptibles d'apparaître en union monétaire, et tout d'abord à identifier les chocs, ceux de nature monétaire devant disparaître³. Bayoumi & Eichengreen (1994) soulignent que les chocs d'offre sont particulièrement intéressants puisqu'ils ont un effet permanent sur les principaux agrégats et sont indépendants des politiques conjoncturelles. Ils sont donc cruciaux dans le processus d'identification des similarités structurelles entre économies. Les chocs de demande ont des effets temporaires sur l'économie réelle, mais ils sont soit créés, soit corrigés, par les politiques monétaires ou budgétaires⁴. En l'absence de flexibilité du coût des facteurs et des quantités, la similarité des chocs d'offre entre économies conditionnera le coût des ajustements dus à l'union monétaire. De plus, le degré de similarité entre les chocs de demande devrait apporter des indications sur l'état actuel de la coordination des politiques économiques.

Comment caractériser une zone monétaire optimale

La littérature théorique permet de définir un certain nombre de critères caractérisant une zone monétaire optimale. Comme nous l'avons vu *supra*, il y a consensus sur certains (ouverture extérieure, mobilité des facteurs et des prix). Nous nous concentrons ici sur la taille des asymétries de chocs d'offre et de demande, et surtout sur leur évolution⁵ au cours des trente dernières années.

Le premier problème soulevé dans cette littérature est celui de l'identification des chocs puisque ce ne sont pas des séries directement observables. Parmi les méthodes utilisées, la méthodologie VAR permet de décomposer les chocs en deux composantes structurelles : offre et demande.

L'importance des chocs dans le cadre de l'Union européenne va dépendre de deux facteurs : la taille de son impact sur les agrégats (mesuré par la variance de cet agrégat), et sa corrélation à travers les pays.

Le coefficient de corrélation peut être interprété comme suit :

- une corrélation négative (positive) d'une variable entre deux pays représente une asymétrie (symétrie) ;
- plus le coefficient de corrélation est petit, plus la symétrie relative (ou asymétrie) entre les variables est faible.

3. Cependant, il serait intéressant d'étudier la symétrie des canaux de transmission de la politique monétaire qui, eux peuvent présenter des différences persistantes, même en union monétaire (Barran, Coudert & Mojon, 1996 ; Demertzis & al., 1996).

4. Un choc (négatif) de demande entraîne une chute de la production, ce qui accroît le chômage. Trois types d'action sont alors possibles : *i*) ajustement par les prix : les salaires et les prix sont flexibles et baissent suffisamment pour permettre à l'économie de retrouver un nouvel équilibre ; *ii*) ajustement par les quantités : la mobilité du travail est telle que les nouveaux chômeurs vont chercher un emploi ailleurs ; *iii*) action politique : une politique budgétaire soutient la demande.

5. Une étude représentative du débat sur la diversité des canaux de transmission est par exemple celle d'Erkel-Rousse & Méliitz, 1995.

Pour évaluer l'importance des asymétries en Europe, il est nécessaire d'avoir des éléments de comparaison. La référence la plus couramment utilisée est celle des régions des Etats-Unis (Gros, *op. cit.*) ou du Canada (Bayoumi & Eichengreen 1993a & b et 1994). Funke (*op. cit.*) prend comme référence les Länders allemands, sur la période 1968-1992.

Estimation et mesure des asymétries par les modèles VAR

Les VARs tentent de répondre aux critiques formulées à l'encontre des autres méthodes de mesure des asymétries⁶. Ils permettent de distinguer les chocs des réponses (contrairement à l'étude des cycles) et de décomposer les chocs en fonction de leur origine structurelle (monétaire, offre, demande, par rapport aux décomposition chocs globaux/chocs spécifiques à un type d'industrie).

La méthode générale est celle de Blanchard & Quah (1989). Les modèles VAR permettent d'estimer les chocs d'un système et ensuite de les décomposer de façon structurelle à l'aide d'hypothèses économétriques et économiques. La transmission des chocs est ensuite analysée par des « impulse response fonctions », représentant la dynamique de l'impact d'un choc sur les agrégats macro-économiques du modèle. Bayoumi & Eichengreen (1996), Funke (*op. cit.*), parmi d'autres, utilisent des modèles VARs pour obtenir des séries de chocs d'offre et de demande.

Plus formellement, considérons y_t , un vecteur bivarié du PIB et des prix (Bayoumi & Eichengreen, 1994 et 1996), dont la dynamique est la suivante :

$$B_0 y_t = k + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

avec :

$$y_t = (\Delta GDP_t, \Delta P_t)'$$

$$u_t = (u_t^{gdp}, u_t^p)'$$

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & B_{12} \\ B_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

$$k = (k_1, k_2)'$$

où u_t est un bruit blanc, GDP est le PIB et P représente les prix. Δ indique les variations de ces variables.

L'équation (1) est une représentation de l'économie utilisée par Bayoumi & Eichengreen (1994). Intuitivement, les prix et le PIB sont liés entre eux, avec suffisamment de dynamique pour que les u_t ne soient pas corrélés. Comme ceci est une représentation économique, u_t est dit structurel.

6. La décomposition des séries en tendance et en cycle permet de mesurer les similarités du cycle comme reflétant les similarités de structure ; les régressions en coupe permettent d'identifier les chocs spécifiques à un pays ou un secteur industriel.

Pour estimer ce système dynamique, il faut inverser la matrice B_0 , ce qui revient à mettre le système (1) sous la forme :

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

et :

$$c = B_0^{-1} k$$

$$\phi_s = B_0^{-1} B_s$$

$$\varepsilon_t = B_0^{-1} u_t$$

L'équation (2) est une représentation vectorielle autoregressive (VAR) du système dynamique structurel (1). Autrement dit, le VAR peut être vu comme une forme réduite d'un système plus général et dynamique.

Si u_t est un bruit blanc, alors ε_t est aussi un bruit blanc. Mais les ε_t ne sont pas des erreurs structurelles puisque elles sont des combinaisons linéaires de tous les chocs d'une économie : il n'est donc pas possible d'identifier l'origine du choc avec une telle représentation. De plus, il n'y a pas de raison pour que les chocs ε_t ne soient pas autocorrélés.

Pour identifier l'origine des chocs, il est nécessaire de procéder en deux étapes :

- i) orthogonaliser les erreurs ε_t pour obtenir une série de chocs non corrélés ;
- ii) utiliser la théorie économique pour l'identification complète du système.

L'orthogonalisation se fait en réécrivant le système sous forme MA (moyenne mobile). Pour identifier le système, les hypothèses économiques de Bayoumi & Eichengreen (1994 et 1996) sont les suivantes : à long terme, les chocs de demande n'affectent pas la production, mais seulement les prix ; en revanche, les chocs d'offre ont des effets de long terme sur la production et les prix. Ces hypothèses permettent aux multiplicateurs de long terme d'être identifiés, et aux séries de choc $\{u_t\}$ d'être estimées.

Les séries d'erreurs structurelles sont alors appelées chocs d'offre et de demande. Elles représentent des chocs exogènes, non anticipés par les agents. Bayoumi & Eichengreen calculent le coefficient de corrélation de ces séries de chocs à travers différentes économies pour en évaluer leurs similarités. Ils mettent en évidence l'existence d'un groupe de pays « noyau » (Autriche, France, Danemark et le Bénélux) dont les chocs sont hautement corrélés avec les chocs allemands. Funke (*op. cit.*) reproduit cette étude avec des données allant jusqu'en 1994 et trouve des coefficients de corrélation plus petits, ce que Bayoumi & Eichengreen (1996) attribuent à la réunification allemande.

Le calcul d'un coefficient statique sur une période donnée soulève plusieurs problèmes. En particulier, il ne permet de déceler ni un éventuel changement de comportement, ni la dynamique d'évolution de ce coefficient. Intuitivement, il semble, par exemple, que ce n'est que depuis peu que le Portugal présente des chocs similaires à ceux de l'Allemagne, ce qui n'est pas le cas de l'Autriche. C'est pourquoi cet article analyse le profil des chocs au cours du temps et essaie

TABLEAU 1

Écarts-types des taux de croissance du PIB en Europe

	1964-72	1973-83	1984-94	1984-94 (1991 exclu)
Noyau	0,99	1,37	0,71	0,68
Noyau étendu	1,29	1,52	1,02	0,99
UE 14	1,90	1,98	1,56	1,46

Source : Pisani-Ferry (avril 1996), calculs à partir de données OCDE.

d'évaluer s'ils ont tendance à se ressembler de plus en plus. S'il est possible de mettre en évidence une similarité croissante, alors il y a convergence des chocs qui deviennent plus symétriques en Europe.

Pourquoi une mesure dynamique ?

L'utilité des mesures dynamiques dans le cas présent est manifeste car il paraît difficilement concevable que le degré d'intégration entre économies européennes n'ait pas évolué entre les années soixante-dix et quatre-vingt, ou même dans la première moitié des années quatre-vingt-dix par rapport aux années quatre-vingt. De plus, les méthodes statiques ne permettent pas vraiment de prendre en compte des changements de régime qui pourraient survenir à la suite d'événements comme la réunification allemande.

Le TABLEAU 1 met en évidence l'importance de ces considérations. Des mécanismes de convergence sont à l'œuvre en Europe, comme le montre la diminution de l'écart-type entre les taux de croissance nationaux. Mais la convergence est différente selon les pays comme le montrent les écarts-types différents entre le « noyau » et l'ensemble de l'Union européenne. La réunification allemande semble avoir perturbé la dynamique à l'œuvre jusque là, comme le montrent les différences d'écart-type sur la période 1984-94, suivant que l'on inclut ou non l'année 1991.

Ceci confirme le besoin d'une méthode qui capture la dynamique du processus affectant la symétrie des chocs entre pays et qui tienne compte de cassures structurelles exogènes, c'est-à-dire d'une méthode de modélisation qui permette d'évaluer un processus de convergence.

C Comment mesurer la convergence

La littérature empirique sur la convergence s'est concentrée sur des problèmes différents de ceux des ZMO. Alors que cette dernière analyse la structure des économies, les travaux sur la convergence ont principalement étudié les variables nominales et financières énoncées dans le traité de Maastricht (inflation, taux d'intérêt nominaux...). Un autre volet de la littérature économique s'est attaché à

mesurer la convergence réelle (PIB, taux de chômage...), comme Barro (1991) ou Quah (1990). Mais peu de travaux se sont penchés sur la convergence des structures économiques ⁷.

Le filtre de Kalman, instrument de mesure de la convergence

Les méthodes de mesure de la convergence vont d'une simple évaluation de la dispersion des variables à des concepts plus sophistiqués utilisant la cointégration, où l'existence d'un vecteur de cointégration (1, -1) entre deux séries est la preuve que celles-ci ont convergé.

Cependant ces tests ne fournissent des preuves de convergence que dans l'hypothèse où celle-ci a déjà eu lieu. Si le processus est continu et toujours à l'œuvre, ou s'achève au cours de la période d'analyse, il risque de ne pas être détecté. Dès lors qu'un tel processus est toujours en cours en Europe, il faut recourir à une autre méthode : le filtre de Kalman est l'instrument économétrique qui permet d'estimer des paramètres variant avec le temps. Haldane & Hall (1991) et Hall, Robertson & Wickens (1992) se basent sur le concept de cointégration, analysé avec le filtre de Kalman avec lequel sont estimés des coefficients variables, pour proposer une mesure dynamique de la convergence. Cette méthode est brièvement présentée ici, l'estimation avec le filtre de Kalman étant expliquée en ANNEXE A.

Soient 3 pays i , j et k . Pour mesurer l'évolution de la convergence d'une variable X dans le pays i vers la variable X dans le pays j , on estime le système suivant (omettant un terme d'erreur) :

Equation de mesure :

$$X_t^i = a_t + b_t X_t^j \quad (3)$$

où a_t et b_t sont des coefficients variables dont l'évolution est donnée dans l'équation de transition ci-dessous :

$$\begin{aligned} a_t &= a_{t-1} + \eta_{1t} \\ b_t &= b_{t-1} + \eta_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

Ces représentations sont arbitraires mais facilement généralisables.

Si b tend vers zéro, alors les fluctuations de X_t^j ne permettent pas d'expliquer celles de X_t^i . Par contre, si b tend vers 1 on parle de convergence de X_t^i sur X_t^j . Si la convergence est établie sur l'ensemble de la période considérée (supposant que les résidus sont des bruits blancs), cette équation correspond à un vecteur de cointégration (1,-1) entre les deux variables X .

7. Ces travaux concernent exclusivement la structure de la formation des salaires ; voir, par exemple, Artis & Nachane, 1990 ; Artis & Ormerod, 1991 ; Barrel, Darby & Donaldson, 1990 ; Anderton, Barel & Mc Hugh, 1991 ; Malgrange, 1995.

L'originalité de la méthode repose sur l'estimation de coefficients variables. Si un processus de convergence est en cours mais n'est pas achevé, ou s'achève durant la période d'estimation, alors le coefficient b prend une valeur proche de zéro en début de période et se rapproche de 1 au fur et à mesure de la convergence.

Cette première mesure demeure cependant assez grossière. En particulier, elle ne permet pas de distinguer un phénomène de convergence qui aurait lieu entre deux pays particuliers, d'un phénomène plus global. Or dans le cadre de l'UEM, il faut distinguer une convergence européenne, d'un mouvement plus globale de convergence. Il faut pouvoir comparer les mouvements d'une variable entre deux pays par rapport aux mouvements de cette variable vis-à-vis du reste du monde, ce qui s'écrit formellement dans l'équation de mesure :

$$(X_t^j - X_t^i) = \alpha_t + \beta_t (X_t^j - X_t^k) \quad (5)$$

et α_t et β_t sont définis dans les équations de transition :

$$\begin{aligned} \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \eta_{1t} \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_{2t} \end{aligned} \quad (6)$$

Ainsi, quand β tend vers zéro, les mouvements de X dans le pays i sont expliqués par les fluctuations de X du pays j , indépendamment du pays k ; et quand β tend vers 1, l'écart sur X entre pays i et j est expliqué par l'écart entre les pays j et k , il n'y a donc pas convergence. Dans le premier cas, on dit qu'il y a convergence relative de j sur i . α est normalement interprété comme un mouvement « autonome » de convergence et comprend les explications extérieures aux variables⁸ ci-dessus.

Hall, Robertson et Wichens (1992) analysent la convergence des taux de change nominaux, de l'inflation et des taux d'intérêt nominaux en utilisant les méthodes de cointégration et celle du filtre de Kalman. Ils ne peuvent mettre en évidence de relation de cointégration en Europe entre 1970-1991 pour ces variables, que ce soit par rapport au dollar ou au deutsche mark. En revanche, si l'échantillon est divisé avant et après 1980, il est possible de mettre en évidence une relation de cointégration des taux de change sur la période après 1980. L'utilisation du filtre de Kalman montre également une convergence qui s'est établie de façon significative vers le milieu des années quatre-vingt, ce que l'on ne pouvait pas voir avec les méthodes traditionnelles.

L'application à l'étude de la convergence des chocs

La méthode d'estimation de coefficients variables est utilisée ici pour mesurer de façon dynamique si les structures économiques européennes sont (ou

8. Une interprétation plus explicite est donnée *infra* puisque nous étudions ici le cas particulier de séries de chocs.

deviennent) suffisamment symétriques pour former une union monétaire sans coûts économiques trop élevés.

Les données sont les séries de chocs d'offre et de demande obtenues à partir de la décomposition VAR réalisée par Bayoumi & Eichengreen (1996) sur la période 1963-1994. Ces séries peuvent être interprétées comme des indicateurs de similarités de structure entre économies européennes. Elles sont annuelles, pour éviter trop de bruit qui nuirait à l'interprétation. Les séries requises pour mettre en œuvre la décomposition VAR sont des données OCDE standards annuelles du PIB et de son déflateur. En Allemagne, les données concernent l'Allemagne de l'Ouest jusqu'en 1990, puis l'Allemagne réunifiée à partir de 1991.

La méthode utilisée consiste à estimer, avec des coefficients variant dans le temps, la convergence relative telle que formalisée dans les équations (5) et (6). Ceci permet de détecter des similarités de structure entre les économies européennes, indépendantes d'un mouvement de convergence plus globale. Deux hypothèses de convergence sont testées : tout d'abord, une convergence vers l'Allemagne, puis une convergence vers le « noyau » (Autriche, Bénélux et France). Cette mesure de la convergence est relative et le reste du monde est représenté par les Etats-Unis. La seconde hypothèse revient à tester l'idée selon laquelle la réunification allemande a eu un impact perturbateur sur la convergence des pays européens vers l'Allemagne, mais que l'intégration entre pays membres aurait été suffisamment importante pour permettre la convergence indépendamment de ce phénomène. La méthode du filtre de Kalman est appliquée à 14 pays de l'Union européenne (sauf le Luxembourg), pour les chocs d'offre et de demande.

L'estimation des coefficients variables par la méthode développée par Haldane & Hall (*op. cit.*) et Hall, Robertson & Wickens (*op. cit.*) recourt à une modélisation avec maximisation de la vraisemblance. Le processus d'estimation demande d'analyser avec soin les propriétés de l'équation de mesure, à l'aide de tests de diagnostic, et de corriger si nécessaire. Par exemple, dans certains cas, le test de normalité Béra-Jarque a révélé la présence de points aberrants qui correspondent à des événements particuliers, extraordinaires et exogènes aux pays. Ainsi, on a dû corriger l'impact de la réunification pour la plupart des pays en introduisant une variable muette. En effet, la réunification allemande est un événement unique, indépendant des structures économiques, qui ne devrait pas altérer le processus de convergence entre pays européens sur le long terme. Afin d'illustrer l'application pratique de la méthode, le cas de la France est présenté plus en détail. Puis des tableaux synthétiques des résultats mettent en évidence les informations nouvelles apportées par cette démarche par rapport aux méthodes classiques⁹. Des graphiques de l'évolution des coefficients sont présentés en ANNEXE B.

Un des résultats les plus frappants de cette analyse est de mettre en évidence l'émergence d'un groupe de pays caractérisés par des similarités structurelles qui est plus large que celui suggéré habituellement par la littérature.

9. Les spécifications techniques des équations ne sont pas présentées ici mais elles sont disponibles sur demande adressée à l'auteur.

La convergence relative des chocs d'offre de la France vers l'Allemagne

L'équation de mesure estimée est la suivante :

$$(Y_t^{GE} - Y_t^{FR}) = \alpha_t + \beta_t (Y_t^{GE} - Y_t^{US}) \quad (7)$$

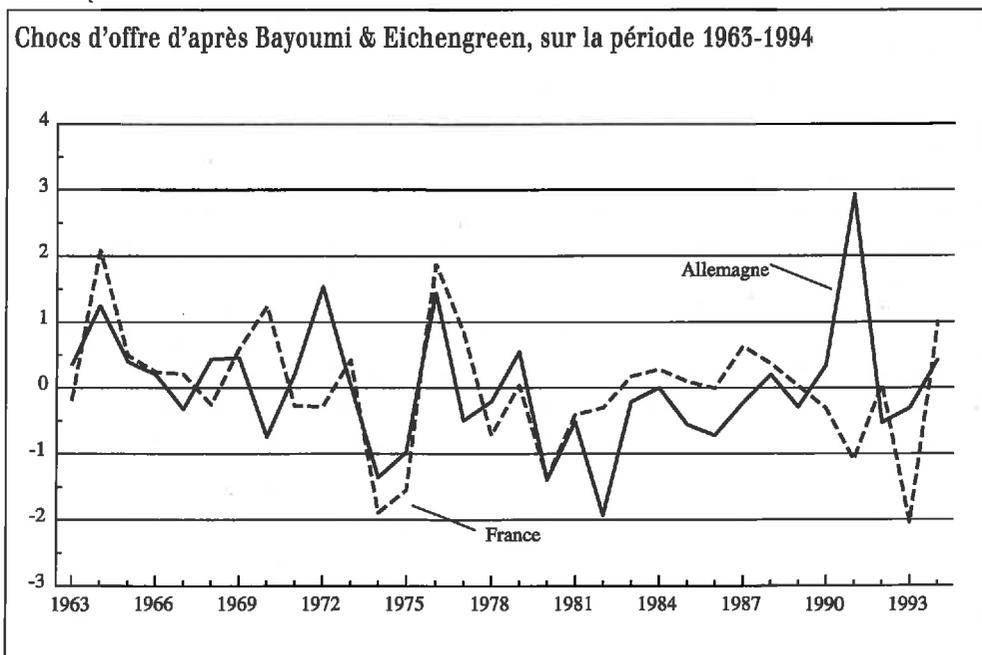
où Y^i représente le choc d'offre du pays i , et α et β sont définis dans (6).

La valeur des coefficients devrait être telle que :

- β tend vers zéro si un processus de convergence relative vers l'Allemagne est en cours, c'est-à-dire si le profil des chocs d'offre français ressemble de plus en plus à celui des chocs allemands, indépendamment d'une similarité globale ;
- α tend vers zéro si l'équation est correctement spécifiée, indépendamment de tout processus de convergence ; en effet, ces séries représentent des bruits blancs et devraient donc être nulles en moyenne.

GRAPHIQUE 1

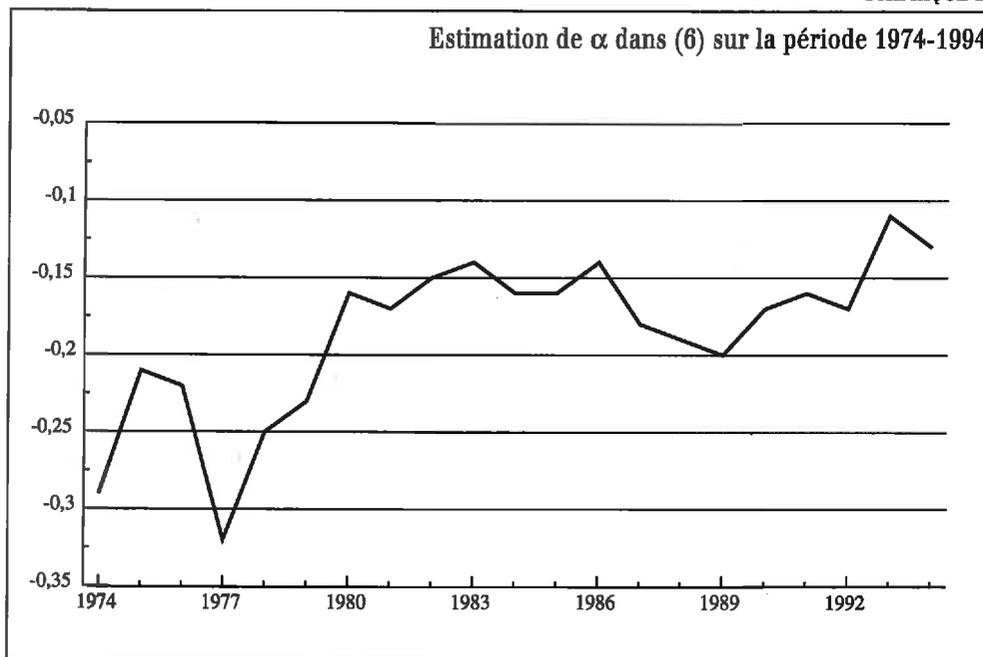
Chocs d'offre d'après Bayoumi & Eichengreen, sur la période 1963-1994



Source : Bayoumi & Eichengreen, 1996.

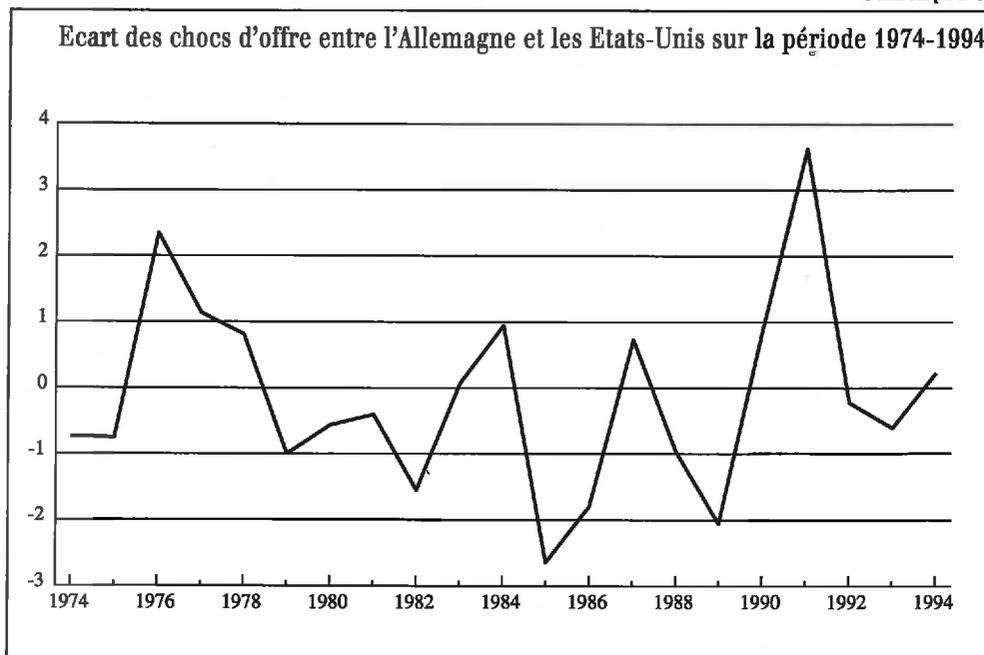
Le GRAPHIQUE 1 montre une grande similarité de profil des chocs d'offre entre l'Allemagne et la France, sauf au moment de la réunification. Le choc de la réunification est visiblement le plus important qu'ait connu l'Allemagne sur toute la période considérée. Il a été suivi par un choc d'offre très négatif en France à peu près deux ans plus tard.

GRAPHIQUE 2

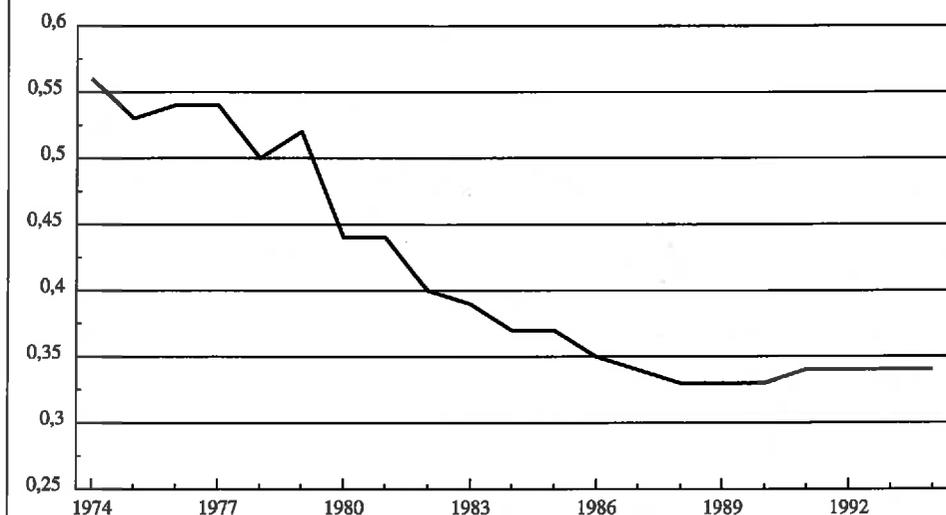
Estimation de α dans (6) sur la période 1974-1994

GRAPHIQUE 3

Ecart des chocs d'offre entre l'Allemagne et les Etats-Unis sur la période 1974-1994



GRAPHIQUE 4

Estimation de β dans (6) et (7) sur la période 1974-1994

Un processus de convergence devrait donc se mettre en place sur toutes les années quatre-vingt, suivi d'une cassure temporaire, puis d'une reprise de la convergence en fin de période (bien que la taille de l'échantillon puisse empêcher de le voir).

Une étude du système estimé souligne qu'il est important de prendre en compte ce phénomène par une variable muette prenant la valeur 1 en 1991 et 0 ailleurs. Le ratio de vraisemblance de l'équation en est significativement amélioré. Les tests de diagnostic sont alors relativement bons. Les GRAPHIQUES 2 et 4 donnent l'évolution des coefficients α et β entre 1974 et 1994.

Le coefficient α converge vers zéro, bien qu'il ne l'atteigne pas. Cependant, il a une valeur plutôt stable depuis le milieu des années quatre-vingt. Une interprétation possible est que sur la période d'estimation (1963-1994), l'écart moyen entre chocs d'offre français et allemands est 0, mais pas entre les chocs d'offre allemands et américains, comme le montre le GRAPHIQUE 3.

Le GRAPHIQUE 4 met clairement en évidence le processus de convergence qui a commencé depuis le début des années quatre-vingt : β passe de 0,56 en début de période à 0,33 en fin de période. Cependant, ce processus semble stabilisé depuis la fin des années quatre-vingt. Il y a eu convergence, mais celle-ci n'est pas intégrale et semble faire une pause depuis le début des années quatre-vingt-dix. La méthode dynamique permet de décomposer le processus sous-jacent et de soulever d'importantes questions : il y a une nette avancée vers une similarité des structures, mais d'où vient cette pause dans le processus de convergence ? Quels facteurs conditionnent la convergence et comment les politiques économiques pourraient-elles influencer sur ces facteurs ?

La convergence des chocs d'offre dans l'Union européenne

Les mêmes résultats sont présentés maintenant pour l'ensemble des pays, considérant un processus de convergence relative, tout d'abord vers l'Allemagne, puis vers les pays du « noyau ».

Le TABLEAU 2 confirme que les pays du « noyau » – Autriche, Belgique, France (un peu moins) et Pays-Bas – ont bien convergé vers l'Allemagne, même après 1991 lorsque l'on tient compte de l'effet de la réunification. Mais ce ne sont pas les seuls à avoir convergé. En Italie, les chocs d'offre semblent également ressembler de plus en plus à ceux de l'Allemagne. En Europe du Sud, l'Espagne et le Portugal ne font pas preuve d'une grande évolution mais le coefficient de corrélation a atteint une valeur tout à fait comparable à celui des pays du « noyau ». De même, le coefficient de l'Irlande est très faible. La situation des pays scandinaves est assez variée. Alors qu'un processus de convergence fort apparaît au Danemark, la Suède et la Finlande restent à un niveau à peu près stable (proche de celui des pays du « noyau »), sur l'ensemble de la période. Seuls la Grèce et le Royaume-Uni ne montrent pas de signe de convergence.

La première colonne donne les résultats obtenus par Bayoumi & Eichengreen (1996). La comparaison montre que la méthode d'estimation de coefficients variables permet de déceler un phénomène de convergence qui n'apparaît pas avec un coefficient statique. Ceci est particulièrement vrai pour l'Espagne et l'Italie, ou même le Portugal que la littérature passée décrivait comme ne rejoignant pas le « noyau » mais appartenant à la « périphérie ».

Le TABLEAU 2 suggère que le pouvoir d'attraction de l'Allemagne s'est stabilisé depuis la réunification, ce que confirment les graphiques de l'ANNEXE B. La question qui s'impose est alors : malgré le déclin de l'attraction allemande, les pays ont-ils convergé ? Ce déclin a-t-il été compensé par une émergence du pouvoir attractif de la part du « noyau » ? Ceci suggérerait que l'intégration européenne deviendrait un phénomène symétrique dans le sens où les pays convergeraient vers des profils communs plutôt que de converger exclusivement vers l'Allemagne. Pour tenter de capter cet effet, l'estimation précédente a été refaite avec les pays du « noyau » comme référence de convergence.

Le TABLEAU 3 ne montre pas de convergence vers le « noyau », sauf pour la Belgique dont le coefficient approche 0,5 à la fin de la période. Cependant, ce coefficient est moins élevé pour les pays du « noyau » et l'Allemagne, ainsi que pour l'Italie et l'Irlande, alors qu'il est significativement au dessus de 1 en Grèce. Les efforts de convergence ont donc été dirigés vers l'Allemagne, plutôt que vers un processus d'intégration multilatérale des pays européens.

Globalement, l'analyse dynamique de la convergence des chocs confirme les hypothèses d'une Europe à plusieurs vitesses, avec d'une part un groupe « noyau », auquel on peut associer certains pays du Sud (sauf la Grèce), et un groupe de pays du Nord d'autre part. Ainsi l'Italie, l'Espagne, le Portugal,

TABLEAU 2

Convergence relative des chocs d'offre vers l'Allemagne*

	Bayoumi & Eichengreen 1963-1993	Coefficient β de l'équation (5) moyenne sur la période		
		1974-1979	1980-1990	1991-1994
France	0,69	0,53 (0,02)	0,37 (0,04)	0,34 (0)
Royaume-Uni	0,82	0,53 (0,03)	0,46 (0,02)	0,46 (0)
Italie	0,78	0,55 (0,04)	0,31 (0,11)	0,25 (0)
Espagne	0,80	0,38 (0,04)	0,37 (0,10)	0,29 (0)
Belgique	0,65	0,43 (0,01)	0,34 (0,14)	0,26 (0,00)
Pays-Bas	0,71	0,51 (0,01)	0,30 (0,10)	0,25 (0,00)
Autriche	0,68	0,44 (0,06)	0,29 (0,07)	0,23 (0,00)
Portugal	0,92	0,39 (0,04)	0,31 (0,08)	0,27 (0)
Grèce	1,02	0,81 (0,04)	0,50 (0,18)	0,45 (0,01)
Finlande	1,03	0,27 (0,03)	0,37 (0,05)	0,38 (0,01)
Irlande	1,03	0,23 (0,05)	0,19 (0,11)	0,10 (0,01)
Danemark	0,64	0,93 (0,10)	0,45 (0,33)	0,32 (0,03)
Suède	0,85	0,36 (0,03)	0,33 (0,04)	0,36 (0,01)

Note : la période d'estimation est 1963-1994. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le coefficient de Bayoumi & Eichengreen est 1 moins le coefficient de corrélation calculé par eux, pour faciliter la comparaison. Plus le coefficient est bas, plus la corrélation est élevée.

* Est incluse dans toutes les équations une variable muette prenant la valeur 1 en 1991 et 0 ailleurs pour tenir compte des effets de la réunification.

TABLEAU 3

Convergence des chocs d'offre sur le noyau*

	Coefficient β de l'équation (5), moyenne sur la période		
	1974-1979	1980-1990	1991-1994
Allemagne	0,95 (0,02)	0,76 (0,08)	0,77 (0,05)
France	0,77 (0,02)	0,77 (0,02)	0,76 (0,01)
Royaume-Uni	0,93 (0,05)	0,84 (0,04)	0,81 (0,02)
Italie	1,06 (0,05)	0,78 (0,12)	0,71 (0,06)
Espagne	1,17 (0,4)	0,71 (0,31)	0,89 (0,26)
Belgique	0,92 (0,07)	0,55 (0,27)	0,52 (0,13)
Pays-Bas	0,87 (0,02)	0,78 (0,04)	0,76 (0,01)
Autriche	1,03 (0,06)	0,66 (0,10)	0,73 (0,15)
Portugal	0,97 (0,05)	0,93 (0,04)	0,91 (0,01)
Grèce	1,18 (0,13)	0,75 (0,21)	1,01 (0,15)
Finlande	0,99 (0,03)	0,93 (0,03)	0,91 (0,01)
Irlande	1,20 (0,07)	0,82 (0,19)	0,75 (0,08)
Danemark	1,28 (0,08)	0,69 (0,29)	0,93 (0,24)
Suède	0,90 (0,04)	0,88 (0,02)	0,88 (0,01)

Note : la période d'estimation est 1963-1994. Le pôle d'attraction est le noyau (France, Belgique, Autriche et les Pays-Bas). Lorsque la convergence d'un pays du noyau est estimée, celui-ci est retiré du noyau afin d'éviter toute corrélation fallacieuse. Les écarts-types sont entre parenthèses.

* Des muettes prenant la valeur 1 en 1987 pour l'Espagne et le Portugal, en 1986 pour l'Autriche, en 1991 pour la Finlande, en 1992 pour la Suède, et zero ailleurs sont introduites dans l'équation (5). Elles n'affectent pas significativement la valeur de β , ni de son écart-type mais améliorent significativement les tests statistiques.

l'Irlande, la Suède, la Finlande et le Danemark semblent avoir convergé de façon significative depuis une période relativement récente, alors que la Grèce et le Royaume-Uni se distinguent par une position très différente de celle du reste de l'Europe. Cette méthode permet également d'apporter des informations sur la direction prise par certains pays. Comme les chocs d'offre sont indépendants des politiques économiques et ont des effets de long terme sur l'économie, ce résultat est important.

L'existence du mécanisme de change européen a joué un rôle de catalyseur en matière d'intégration des pays, puisque pour ceux qui l'ont rejoint dès 1979, le coefficient β est significativement plus bas après cette date. Pour les autres, la période est trop courte pour en déduire dès maintenant des observations significatives¹⁰.

Cette analyse confirme le rôle de pôle attractif que joue l'Allemagne, puisque le « noyau » sans ce pays ne semble pas disposer d'un pouvoir d'attraction. Le processus de convergence lui-même est fortement asymétrique. On peut donc parler de symétrie croissante avec l'Allemagne pour l'ensemble des pays européens sauf pour le Royaume-Uni et la Grèce. Les coûts d'ajustement entraînés par la formation d'une union monétaire seraient par conséquent plus élevés pour ces deux pays s'ils souhaitaient prendre part à l'union monétaire, leur différences structurelles restant significatives.

La convergence des chocs de demande

Les mêmes estimations sont calculées sur les séries de choc de demande. De même que pour l'offre, deux types de convergence relative sont testées : vers l'Allemagne et vers le « noyau ».

Le TABLEAU 4 présente des résultats contrastés par rapport aux chocs d'offre et aux résultats rapportés par Bayoumi & Eichengreen (1996). Ainsi, la France, l'Allemagne, la Belgique et les Pays-Bas semblent relativement proches durant les années quatre-vingt, mais une cassure structurelle apparaît nettement au début des années quatre-vingt-dix, le coefficient de corrélation devenant très élevé (particulièrement en France et Belgique). Parmi les pays du « noyau », seule l'Autriche ne voit pas son sentier de convergence altéré. Ceci suggère que la réunification allemande a eu un impact fort sur les partenaires européens de l'Allemagne, soit en les affectant de manière adverse, soit en les conduisant à des politiques conflictuelles de gestion du choc.

Les autres pays du Nord de l'Europe ont un profil différent puisque le coefficient β reste à un niveau élevé sur l'ensemble de la période (sauf en Suède et dans une moindre mesure en Finlande). Quant aux pays du Sud, l'Espagne semble avoir entamé un processus de convergence dans les années quatre-vingt, qui n'a cependant pas évolué depuis, de même que le Portugal. Globalement β reste trop élevé pour l'ensemble des pays pour conclure à un processus de convergence en cours.

10. Les pays qui n'ont pas rejoint le MCE en 1979 sont l'Espagne (1989), le Royaume-Uni (1990-92), le Portugal (1992), l'Autriche (1995) et la Finlande (1996). La Suède et la Grèce sont toujours en dehors du MCE.

TABLEAU 4

Convergence des chocs de demande vers l'Allemagne *

	Bayoumi & Eichengreen	Coefficient β de l'équation (5), moyenne sur la période		
	1963-1993	1974-1979	1980-1990	1991-1994
Royaume-Uni	0,88	0,46 (0,06)	0,45 (0,12)	0,83 (0,02)
Italie	0,63	0,36 (0,05)	0,33 (0,01)	0,35 (0,01)
Espagne	0,99	0,70 (0,09)	0,34 (0,08)	0,61 (0,05)
Belgique	0,80	-0,11 (0,15)	0,30 (0,37)	0,87 (0,08)
Pays-Bas	0,81	0,46 (0,03)	0,37 (0,02)	0,40 (0,01)
Autriche	0,65	0,34 (0,02)	0,28 (0,03)	0,32 (0,02)
Portugal	0,76	0,60 (0,03)	0,49 (0,04)	0,47 (0,01)
Grèce	0,83	0,62 (0,01)	0,57 (0,02)	0,61 (0,01)
Finlande	1,05	0,50 (0,01)	0,51 (0,02)	0,55 (0,01)
Irlande	1,03	0,65 (0,03)	0,56 (0,02)	0,58 (0)
Danemark	0,76	0,78 (0,01)	0,80 (0,02)	0,76 (0)
Suède	0,75	0,4 (0,04)	0,36 (0,02)	0,37 (0,01)

Note : la période d'estimation est 1963-1994. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le coefficient de Bayoumi et Eichengreen est 1 moins le coefficient de corrélation pour faciliter la comparaison. Plus le coefficient est bas, plus la corrélation est élevée.

* Les variables muettes nécessaires prennent la valeur 1 en 1987 en Allemagne, en 1993 au Portugal, en 1981 au Danemark et en 1991 en Grèce. La valeur de β n'est pas modifiée significativement.

TABLEAU 5

Convergence des chocs de demande vers le noyau *

	Coefficient β de l'équation (5), moyenne sur la période		
	1974-1979	1980-1990	1991-1994
Allemagne	0,73 (0)	0,71 (0,01)	0,73 (0,01)
France	0,68 (0,06)	0,61 (0,07)	0,67 (0,03)
Royaume-Uni	0,92 (0,01)	0,88 (0,02)	0,88 (0,01)
Italie	0,58 (0,07)	0,76 (0,15)	0,87 (0,04)
Espagne	0,79 (0,03)	0,73 (0,03)	0,74 (0,01)
Belgique	0,47 (0,06)	0,60 (0,14)	0,84 (0,07)
Pays-Bas	0,77 (0,01)	0,72 (0,01)	0,73 (0,01)
Autriche	0,68 (0,01)	0,66 (0,02)	0,68 (0)
Portugal	0,85 (0,01)	0,79 (0,02)	0,79 (0,01)
Grèce	0,94 (0)	0,90 (0,01)	0,89 (0)
Finlande	0,67 (0,04)	0,90 (0,14)	1,20 (0,16)
Irlande	1,36 (0,9)	0,72 (0,31)	0,96 (0,37)
Danemark	0,98 (0,01)	0,98 (0,02)	1,00 (0)
Suède	0,84 (0,01)	0,82 (0,01)	0,83 (0)

Note : la période d'estimation est 1963-1994. Le pôle d'attraction est le noyau (France, Belgique, Autriche et les Pays-Bas). Les écarts-types sont entre parenthèses.

* Dans ce tableau, les muettes prennent la valeur 1 en 1987 pour l'Espagne et le Royaume-Uni, en 1991 pour la Grèce.

Les résultats du TABLEAU 5 sont conformes à l'intuition donnée par le TABLEAU 3 en ce qui concerne les chocs d'offre. Les pays du « noyau » (sauf la Belgique) sont relativement proches les uns des autres par rapport au reste de l'Union, mais le coefficient de corrélation reste trop élevé pour mettre en évidence un processus de convergence significatif.

Au total, la convergence des chocs de demande est moins avancée que celle des chocs d'offre. De plus, la situation n'a pas significativement évolué au cours de la période considérée. Puisque ces chocs n'ont qu'un effet temporaire sur l'économie, ou qu'ils sont induits par les politiques économiques, ce résultat n'est pas trop préoccupant au regard de l'union monétaire. En revanche, si ces chocs devaient nécessiter une correction par des mesures de politique économique, le problème serait plus important, puisque la politique monétaire sera commune et que les politiques budgétaires seront contraintes par le Pacte de Stabilité et Croissance. Il serait donc intéressant d'effectuer des recherches pour identifier plus précisément l'origine des chocs de demande.

Conclusion

Cet article a évalué l'évolution de la symétrie des profils de chocs auxquels font face les économies européennes. L'originalité de ces travaux repose sur l'utilisation d'une mesure dynamique qui permet de prendre également en compte les changements de régime. Ainsi, il est possible d'évaluer si un processus dynamique d'intégration est à l'œuvre dans l'Union européenne et comment il a été affecté par la réunification allemande.

Concernant les chocs d'offre, les résultats confirment la littérature passée quant à la convergence des pays du « noyau » (Autriche, Belgique, France et Pays-Bas) vers l'Allemagne. Mais ils font aussi apparaître clairement un noyau élargi. L'Italie et l'Espagne au Sud, l'Irlande et le Danemark au Nord, ont convergé vers l'Allemagne et présentent un profil de chocs remarquablement symétriques avec ce pays. Le Royaume-Uni et la Grèce restent à l'écart de ce processus. Malgré une intégration accrue des pays, l'effort de convergence semble avoir été dirigé vers l'Allemagne et ne reflète pas une intégration multilatérale entre pays européens. Le « noyau » ne représente pas un pôle d'attraction alternatif.

Les pays dont les chocs d'offre ont convergé vers l'Allemagne ne devraient pas avoir d'ajustement trop coûteux à faire lors de la formation de l'union monétaire. Quant aux déséquilibres dans les efforts fournis pour converger, ils devraient disparaître avec la formation de l'UEM et les pays du noyau élargi ne devraient pas avoir d'efforts supplémentaires significatifs à fournir (De Grauwe, 1995).

Les distinctions noyau/nord/sud, bien qu'apparentes, sont faibles en ce qui concerne les chocs de demande. Les résultats ne montrent aucun progrès dans la symétrie des chocs de demande sur l'ensemble de la période. Mais dans la mesure où ces chocs ne sont pas indépendants des politiques économiques, ils pourraient se révéler plus symétriques après l'union monétaire.

Plusieurs directions de recherche restent ouvertes, en particulier, une identification plus précise des chocs de demande. Il serait aussi intéressant d'étudier dans quelle mesure la transmission des politiques économiques est symétrique d'un pays à l'autre de l'union.

L. B.

ANNEXE A

Le filtre de Kalman et l'estimation de coefficients variables

L'intuition sous-jacente au filtre de Kalman repose sur l'hypothèse des anticipations rationnelles, postulée par Friedman (1979). Soit le vrai modèle de l'économie $y_t = x_t A + u_t$ (et u_t est un bruit blanc). Les agents ne connaissent pas forcément ce modèle, mais utilisent chaque information nouvelle au temps t pour mettre à jour leur estimateur de A . En pratique, les agents estiment donc un modèle avec coefficients variables dans le temps.

Cuthbertson, Hall & Taylor (1992) élargissent ce cadre de réflexion pour y inclure le cas où : *i*) les agents ont une information a priori sur la valeur de A , *ii*) les variations du coefficient peuvent être stochastiques. Un tel modèle peut être étudié avec le filtre de Kalman. On peut alors l'interpréter comme un modèle d'anticipations adaptatives, où le paramètre d'ajustement serait mis à jour chaque période lorsqu'une information nouvelle arrive.

Considérons la représentation (5)-(6) du texte principal :

Equation de mesure :

$$(X_t^j - X_t^i) = \alpha_t + \beta_t (X_t^j - X_t^k) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Equations de transition :

$$\begin{aligned} \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \eta_{1t} \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

La représentation espace-état peut s'écrire sous forme matricielle :

Equation de mesure

$$Y_t = A_t Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Equation de transition

$$A_t = T_t A_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

où :

$$Y_t = X_t^j - X_t^i$$

$$Z_t = \begin{pmatrix} 1 \\ X_t^j - X_t^k \end{pmatrix}$$

$$A_t = (a_t, b_t)$$

$$T_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

et $\eta_t = \eta_{1t}, \eta_{2t}$

— ε_t est supposée normale, de moyenne 0 et variance V_t ; η_t est également normale de moyenne 0 et de matrice de variance/covariance Q_t .

— ε_t et η_t sont supposées non corrélées (quelque soit t) ; A_{t-1} est non corrélé avec ε_t et indépendant du terme erreur η_t .

L'intuition sous-jacente au filtre de Kalman est simple. Soit une valeur initiale de A_0 et de sa matrice de variance/covariance P_0 , (V_t et Q_t sont supposés connus, et Y_t est observé). Le filtre de Kalman donne une prévision optimale de la variable non-observée A_t ($t = 1, \dots, T$), au sens du critère MMSE (qui minimise la moyenne du carré des erreurs). En supposant de plus que les erreurs sont normales, alors le filtre de Kalman donne l'estimateur du maximum de vraisemblance de A_t .

Supposons A_{t-1} et P_{t-1} connus, ainsi que V_t et Q_t . À $t-1$, il est possible de dériver la valeur de A en t et de sa matrice de variance/covariance Q , utilisant l'information disponible en $t-1$ (et ceci est vrai pour n'importe quel $t = 1, \dots, T$). Plus formellement ce processus est représenté dans les équations de prédiction :

$$\begin{aligned} A_{t|t-1} &= T_t A_{t-1} \\ P_{t|t-1} &= T_t P_{t-1} T_t' + Q_t \end{aligned} \quad (5)$$

Il est alors possible d'en déduire une valeur pour $Y_{t|t-1}$ et de la comparer à la valeur observée Y_t .

La différence entre valeur observée et estimée est appelée « one-step-ahead prediction error » :

$$v_t = Y_t - Y_{t|t-1} = Y_t - Z_t A_{t|t-1} \quad (6)$$

et sa matrice de covariance est :

$$F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + V_t \quad (7)$$

Lorsque de nouvelles informations arrivent au temps t , il est possible de « mettre à jour » les équations de prédiction ; les équations de mise à jour sont :

$$\begin{aligned} A_t &= A_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t (y_t - Z_t A_{t|t-1}) \\ P_t &= P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

Le filtre avance ainsi dans le temps pas à pas. Lorsque les prédictions sont mises à jour, les nouveaux estimateurs sont utilisés pour projeter les variables en $t+1$ et ainsi de suite jusqu'à la fin de la période.

Le filtre de Kalman n'est donc qu'un simple algorithme si l'on connaît les matrices de variance/covariance des processus d'erreur (V_t et Q_t), et les paramètres (T_t) de la

représentation espace-état. Cependant, en pratique au moins V_t et Q_t ne sont pas connus. Avec le filtre de Kalman, en supposant une valeur initiale pour ces matrices, il est possible de dériver un ensemble de valeurs pour A_t , P_t et V_t , conditionnellement à ces valeurs initiales. Ces dernières sont alors insérées dans une fonction de vraisemblance, ce qui permet d'obtenir de nouveaux estimateurs que nous pouvons utiliser comme valeurs de départ pour refaire tourner l'algorithme de Kalman. Ce processus est répété séquentiellement jusqu'à ce que la fonction de vraisemblance soit maximisée.

La fonction de vraisemblance est une fonction des erreurs de prédiction :

$$\log L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v_t F_t^{-1} v_t$$

où v est l'erreur de prédiction définie en (6) et F sa matrice de variance/covariance (7). La moyenne conditionnelle de $Y_{t,t-1}$ en (6) est également celle qui minimise le MMSE de Y_t , alors que le vecteur v_t ($N \times 1$) peut être interprété comme le vecteur des erreurs de prédiction.

ANNEXE B

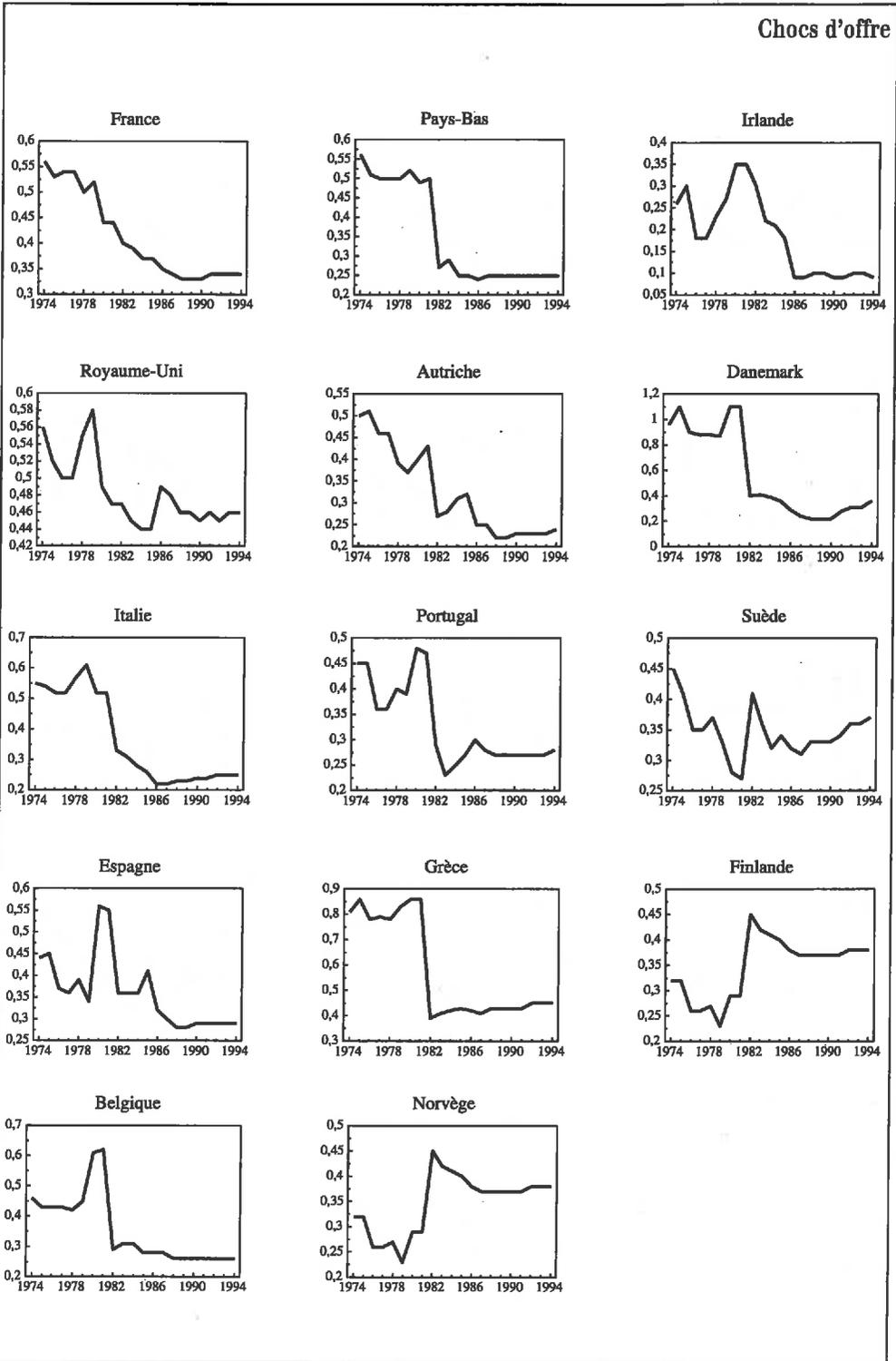
Présentation de β ,

pour les chocs d'offre et de demande, 1974-1994

Graphiques ci-contre et page suivante

GRAPHIQUE A1

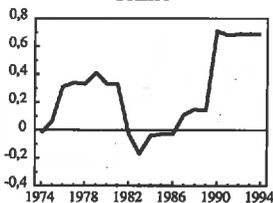
Chocs d'offre



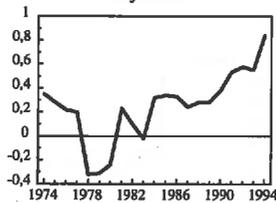
GRAPHIQUE A2

Chocs de demande

France



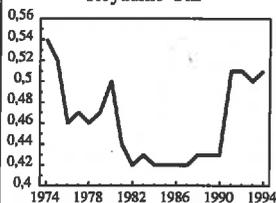
Pays-Bas



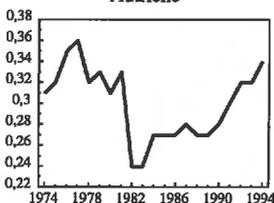
Irlande



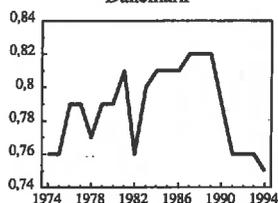
Royaume-Uni



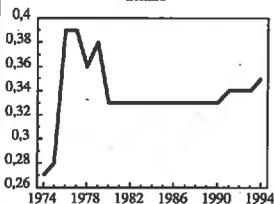
Autriche



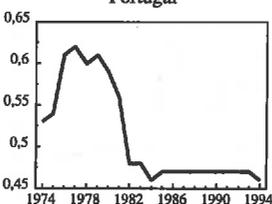
Danemark



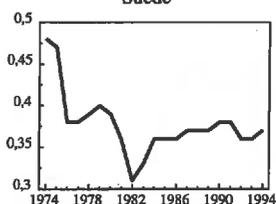
Italie



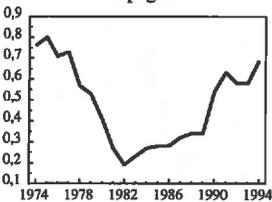
Portugal



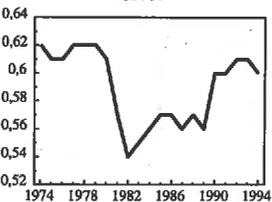
Suède



Espagne



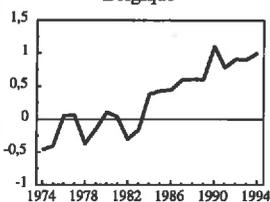
Grèce



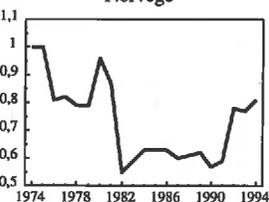
Finlande



Belgique



Norvège



RÉFÉRENCES

- Anderton R., R. Barrell & J. McHugh (1992), « Nominal Convergence in European Wage Behaviour: Achievements and Explanations », in R. Barrell (ed.), *Economic Convergence and Monetary Union in Europe*, pp. 31-57, Association for the Monetary Union of Europe, Londres : SAGE publications.
- Artis M. & D. Nachane (1990), « Wages and Prices in Europe, a Test of German Leadership Hypothesis », *Weltwirtschaftliches Archiv*, 126, 59-77, Kiel : Institut für Weltwirtschaft.
- Artis M. & P. Ormerod (1991), « Is there an EMS Effect in European Labour Markets? », *CEPR Discussion Paper* n° 598, décembre, Londres : CEPR-Center for Economic Policy Research.
- Barran F., V. Coudert & B. Mojon (1996), « The Transmission of Monetary Policy in the European Countries », *Financial Market Group Special Paper* n° 86, Londres : London School of Economics, Financial Market Group.
- Barrell R., J. Darby & C. Donaldson (1990), « Structural Stability in European Wage and Price Systems », *NIESR Discussion Paper* n° 188, Londres : NIESR-National Institute for Economic and Social Research.
- Bayoumi T. & B. Eichengreen - (1993a), « Shocking Aspects of European Monetary Unification », in F. Torres & F. Giavazzi (eds), *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, pp. 193-230, Cambridge : Cambridge University Press.
- (1993b), « Is There a Conflict between EC Enlargement and European Monetary Unification? », *Greek Economic Review*, 15 : 1, pp. 131-154.
- Bayoumi T. & B. Eichengreen (1994), « One Money or Many? On Analyzing the Prospects for Monetary Unification in Various Part of the World », *Princeton Essays in International Finance* n° 76, International Finance Section, Princeton University.
- Bayoumi T. & B. Eichengreen (1996), *Operationalizing the Theory of Optimum Currency Areas*, miméo, Londres : CEPR-Center for Economic Policy Research.
- Bayoumi T & E. Prasad (1995), *Currency Unions, Economic Fluctuations, and Adjustment: Some Empirical Evidence*, miméo, Fonds monétaire international.
- Blanchard O.J. & D. Quah (1989), « Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol 79, pp. 655-673.
- Boone L. (1997), « Symmetry and Asymmetry of Supply and Demand Shocks in the European Union: a Dynamic Analysis », *Document de travail du CEPPII*, n° 97-03, Paris : CEPPII.
- Boone L. & S.G. Hall (1995), « Stylised Facts of the Business Cycle Revisited: a Modelling Approach », *London Business School Working Paper Discussion Paper*, 95-35.
- Buiter W.H. (1995), « Politique macroéconomique dans la transition vers l'union monétaire », *Revue d'économie politique* n° 5, sept.-oct., Paris.
- De Grauwe P. (1995), *Monetary Union and Convergence Economics*, miméo, CEPR-Center for Economic Policy Research et université de Louvain.
- Demertzis M., A. Hughes Hallett & O. Rummel (1996), *Is a 2-Speed System in Europe the Answer to the Conflict between the German and the Anglo-Saxon Models of Monetary Control ?*, mimeo, University of Strathclyde, Glasgow.
- Erkel-Rousse H. & J. Méltiz (1995), « New Empirical Evidence on the Costs of European Monetary Union », *document de travail de l'INSEE* n° 9516, Paris : INSEE.
- Fatas A. (1996), *EMU : Countries or Regions?*, mimeo, communication au congrès annuel de l'European Economic Association, Istanbul, août.
- Funke M. (1995), « Europe's Monetary Future: One Market, One Money », CEF, *London Business School Discussion Paper*, n° 1-95.
- Gros D. (1996), *A Reconsideration of the Optimum Currency Area Approach: The Role of External Shocks and Labour Mobility*, miméo, Bruxelles : CEPS-Center for European Policy Studies.

- Haldane A.G. & S.G. Hall (1991), « Sterlings' Relationship with the Dollar and the Deutschmark: 1986-89 », *Economic Journal*, 101 : 436-443.
- Hall S.G., D. Robertson & M. Wickens (1992), *Measuring Convergence of the E.C Economics*, The Manchester School, LX Supplement, juin 92 :99-111.
- Harvey A.C. (1992), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Kenen P.B. (1969), « The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View », in R. Mundell & A. Swoboda (eds), *Monetary Problems of the International Economy*, Chicago : University of Chicago Press.
- Malgrange P. (1995), *Y a-t-il convergence des modes de formation des salaires en Europe ? une étude comparative de l'Allemagne, des Pays-Bas et de la France*, communication présentée aux journées de l'Association française de sciences économiques, AFSE, mai, Nantes.
- McKinnon R.I. (1963), « Optimum Currency Areas », *American Economic Review* 53, pp. 717-725.
- Mundell R.A. (1961), « The Theory of Optimum Currency Areas », *American Economic Review* 51, pp. 657-665.