

## **La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures?**

Jean-Jacques DURAND (CREREG)<sup>1</sup>, Marilyne HUCHET-BOURDON (DERG-CREREG)<sup>2</sup>

### **Résumé :**

L'évaluation du degré de rapprochement structurel des pays européens est une première étape essentielle pour prévoir l'ampleur des éventuelles politiques nationales à mettre en œuvre face aux chocs de politique monétaire unique. L'objectif de ce papier est précisément d'aborder cette question de la convergence réelle en prenant la loi d'Okun comme indicateur de la dispersion des économies européennes. Nous mesurons tout d'abord les coefficients d'Okun dans les huit principaux pays européens. Ensuite, nous simulons l'impact d'une politique monétaire unique sur les taux de chômage conjoncturels nationaux à travers ses effets sur l'output gap et en utilisant les coefficients d'Okun déjà estimés. Les résultats mettent en évidence des coefficients d'Okun différents selon les pays avec une lente convergence de la sensibilité du chômage conjoncturel aux fluctuations de l'activité économique. Il semble exister une sigma-convergence à partir de la fin de l'année 1993.

---

<sup>1</sup> Faculté des sciences économiques, 7 place Hoche, CS 86514, 35065 Rennes cedex Tel 02 23 23 35 27 Email : jean-jacques.durand@univ-rennes1.fr

<sup>2</sup> ENSAR, 65 rue de Saint Briec, CS 84215, 35042 Rennes cedex, Tel 02 23 48 54 19 Email : marilyne.huchet-bourdon@agrorennes.educagri.fr.

## Introduction

La création de l'euro a amené beaucoup d'interrogations quant à l'impact d'une politique monétaire unique sur les conjonctures nationales et en particulier sur l'activité réelle des différents pays de la zone. En effet, si les efforts de convergence des pays européens ont porté, depuis la signature du Traité de Maastricht, sur des indicateurs nominaux (taux d'inflation, taux d'intérêt, taux de change, finances publiques), rien ne permet d'affirmer que les structures réelles des économies concernées ont également convergé. Or, la transmission de la politique monétaire unique risque de conduire à des effets asymétriques si de telles divergences persistent. L'évaluation du degré de rapprochement structurel des pays européens est ainsi une étape essentielle, non seulement pour prévoir le coût de la politique monétaire unique, mais aussi pour évaluer l'ampleur des éventuelles politiques nationales à mettre en œuvre afin de palier à ces asymétries.

L'objectif de ce papier est d'aborder la question de la convergence réelle des pays de la zone Euro en prenant la loi d'Okun comme indicateur de dispersion. Cette loi établit une relation inverse entre le chômage et le PIB conjoncturels. Elle mesure en fait la sensibilité du chômage à une modification de l'output gap. Or, cette variable est suivie par les autorités monétaires dans le cadre du second pilier de la politique monétaire de la BCE. Elle est d'ailleurs fréquemment introduite dans l'estimation des fonctions de réactions des autorités monétaires au travers notamment de la règle de Taylor. Dès lors, la loi d'Okun apparaît comme un indicateur pertinent pour mesurer la dispersion entre les pays européens et faire le point sur cette convergence réelle en essayant d'appréhender quels peuvent être, dans les structures actuelles, les effets asymétriques d'une politique monétaire unique.

Beaucoup de travaux ont cherché à mesurer cette relation sur données américaines (Okun (1962), Gordon (1984)) ou sur les pays de l'OCDE (Lee(2000)). Un des apports de ce papier est d'illustrer cette relation dans une perspective européenne.

La première section vise à mesurer les coefficients d'Okun dans les principaux pays européens (Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Italie et Pays-Bas) et à examiner leur évolution. Ceci doit permettre de savoir dans quelle mesure la préparation des économies européennes à la monnaie unique s'est ou non accompagnée d'une convergence de ces coefficients. Dans la seconde section, les simulations reproduisent l'impact d'une politique monétaire unique sur les taux de chômage conjoncturels nationaux à travers ses effets sur l'output gap et en utilisant les coefficients d'Okun estimés précédemment. Nous

cherchons ainsi à mesurer la convergence des degrés de sensibilité du taux de chômage conjoncturel des économies nationales aux mesures de régulation monétaire.

## 1. Mesures de la loi d'Okun

La mise à jour d'une relation inverse entre les fluctuations de l'activité économique et le taux de chômage est ancienne et remonte aux premiers travaux d'Okun (1962).

### 1.1 Le modèle d'Okun standard

Okun a montré qu'une réduction de 3 points de l'écart entre le PIB et son niveau potentiel entraîne une réduction d'un point du taux de chômage. Dans son article pionnier de 1962, Okun formulait successivement deux versions de la relation entre le chômage et l'activité macroéconomique aux Etats-Unis.

La première relie la croissance du chômage ( $\Delta U$ ) au taux de croissance du PNB ( $\Delta Y$ ) :

$$\Delta U_t = -0,3 \Delta Y_t + 0,3 + \mu_{1t} \quad (1)$$

Elle détermine le taux de croissance de l'activité requis pour stabiliser le chômage, soit 1 % par trimestre.

La seconde relie l'écart du taux de chômage  $U$  par rapport à un taux naturel estimé proche de 4 % (3,72%) et l'écart au PNB potentiel (gap) :

$$U_t = 0,36 \text{ gap}_t + 3,72 + \mu_{2t} \quad (2)$$

L'équation (1) est appropriée si le chômage et le PNB sont tous deux stationnaires en différences c'est-à-dire, s'ils suivent un processus intégré d'ordre un. L'équation (2) implique que le chômage soit stationnaire autour du taux de référence proche de 4 %.

Néanmoins, lorsque nous représentons la relation dans le plan (taux de chômage, PIB conjoncturel), cette relation apparaît instable car, dans la loi d'Okun initiale, le taux de chômage était supposé stationnaire autour d'un taux «naturel». Or, le taux de chômage des pays européens présente une racine unitaire. De ce fait, nous utilisons une autre spécification de la version initiale à partir des composantes conjoncturelles du PIB et du taux de chômage utilisée notamment par Gordon (1984).

La version la plus simple consiste alors à régresser le taux de chômage conjoncturel sur le PIB conjoncturel :

$$U_t^c = \alpha Y_t^c + \beta + \varepsilon_t \quad \alpha < 0 \quad (3)$$

où  $U_t^c$  et  $Y_t^c$  représentent respectivement l'écart à la tendance du taux de chômage et du PIB évalué par le filtre d'Hodrick et Prescott :

$$Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T \text{ et } U_t^c = U_t - U_t^T \quad (4)$$

avec  $Y_t^T$  et  $U_t^T$  le PIB tendanciel et le taux de chômage tendanciel.

Les résultats des estimations MCO sur nos huit pays européens sont présentés dans le tableau 1 suivant<sup>3</sup>.

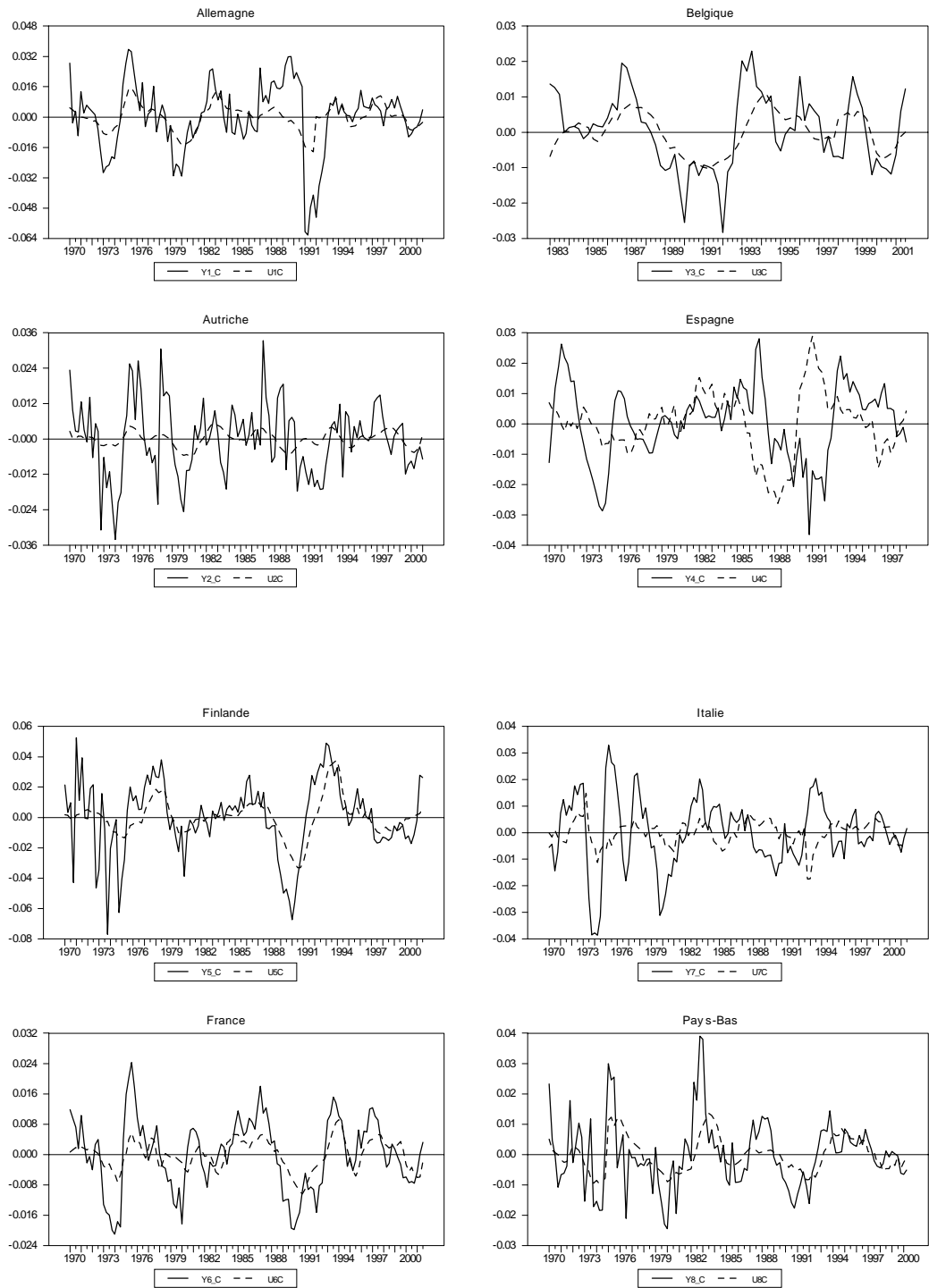
**Tableau 1 : Coefficients d'Okun estimés (standard)**

<b>Pays étudié</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b>Période</b>
Allemagne	-0,24	1970 :1 2001 :3
Autriche	-0,08	1970 :1 2001 :1
Belgique	-0,33	1983 :1 2001 :3
Espagne	0,09	1970 :1 1998 :3
Finlande	-0,34	1970 :1 2001 :3
France	-0,3	1970 :1 2001 :3
Italie	-0,03	1970 :1 2001 :3
Pays-Bas	-0,29	1970 :1 2000 :2

Ces résultats sont intéressants comme premiers déchiffrages de la relation d'Okun. Nous retrouvons effectivement une relation négative (sauf en Espagne). En dépit de coefficients différents selon les pays, tout laisse penser que la loi d'Okun traduit bien une régularité indiscutable comme en témoignent les graphiques 1 où sont représentés le PIB conjoncturel inversé ainsi que le chômage conjoncturel.

<sup>3</sup> Les données sont précisées en annexe.

# Graphique 1 : Représentations du PIB conjoncturel inversé et du chômage conjoncturel



Globalement, il semble effectivement exister des évolutions assez semblables dans chaque pays européen. On constate cependant qu'il existe une instabilité à court terme de la loi d'Okun dans son sens le plus élémentaire entre les pays européens<sup>4</sup>.

En particulier, dans le modèle standard, l'aspect dynamique de la relation entre la croissance et le chômage n'est pas pris en compte. Notamment, les délais d'ajustement du taux de chômage au PIB sont ignorés. Ils doivent être pris en compte en modifiant la relation initiale.

## 1.2 Le modèle d'Okun augmenté

Pour palier à cette limite, l'introduction de variables explicatives décalées dans le modèle d'Okun standard permet d'obtenir une nouvelle relation dynamique. Le coefficient d'Okun augmenté peut être estimé à partir de la méthode proposée par R. J. Gordon (1984).

Il s'agit tout d'abord d'estimer le modèle suivant pour mesurer les effets retardés de la croissance de la production sur le taux de chômage :

$$U_t^c = \sum_{i=1}^k b_{t-i} U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^k c_{t-i} Y_{t-i}^c + \varepsilon_t \quad (5)$$

Nous estimons ensuite l'impact de l'évolution de  $Y_t^c$  sur  $U_t^c$  à long terme :

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^k c_{t-i}}{1 - \sum_{i=1}^k b_{t-i}} \quad (6)$$

Les retards introduits permettent de supprimer l'autocorrélation des résidus. Le nombre de retards (k) est déterminé à partir des critères usuels (AIC, BIC, Ljung Box).

Le tableau 2 ci-dessous propose les nouvelles estimations du coefficient d'Okun sur l'ensemble de la période allant de 1970 à 2001 et sur sous-périodes.

---

<sup>4</sup> Ces estimations révèlent une autocorrélation des résidus (coefficient de Durbin-Watson faible et statistique de Ljung Box élevée). Celle-ci peut provenir d'une mauvaise spécification du modèle et/ou d'une omission de variables explicatives.

**Tableau 2 : Coefficients d'Okun estimés (Okun augmenté)**

$\alpha_{LT}$	k	1970-2001*	1970-1980	1980-1990	1990-2001
Allemagne	2	-0,10	- 0,17	-0,06	0,02
Autriche	2	-0,016	- 1,80	-0,08	-0,04
Belgique	5	-0,55		-0,67	-0,5
Espagne	5	-0,21	-0,62	0,27	-0,08
Finlande	2	-0,45	-0,37	-0,47	-0,53
France	2	-0,34	-0,20	-0,38	-0,51
Italie	4	-0,17	-0,26	-0,02	-0,3
Pays-Bas	5	-0,52	0,34	-0,52	-0,5

\* Date de départ pour la Belgique : 1983 :1.

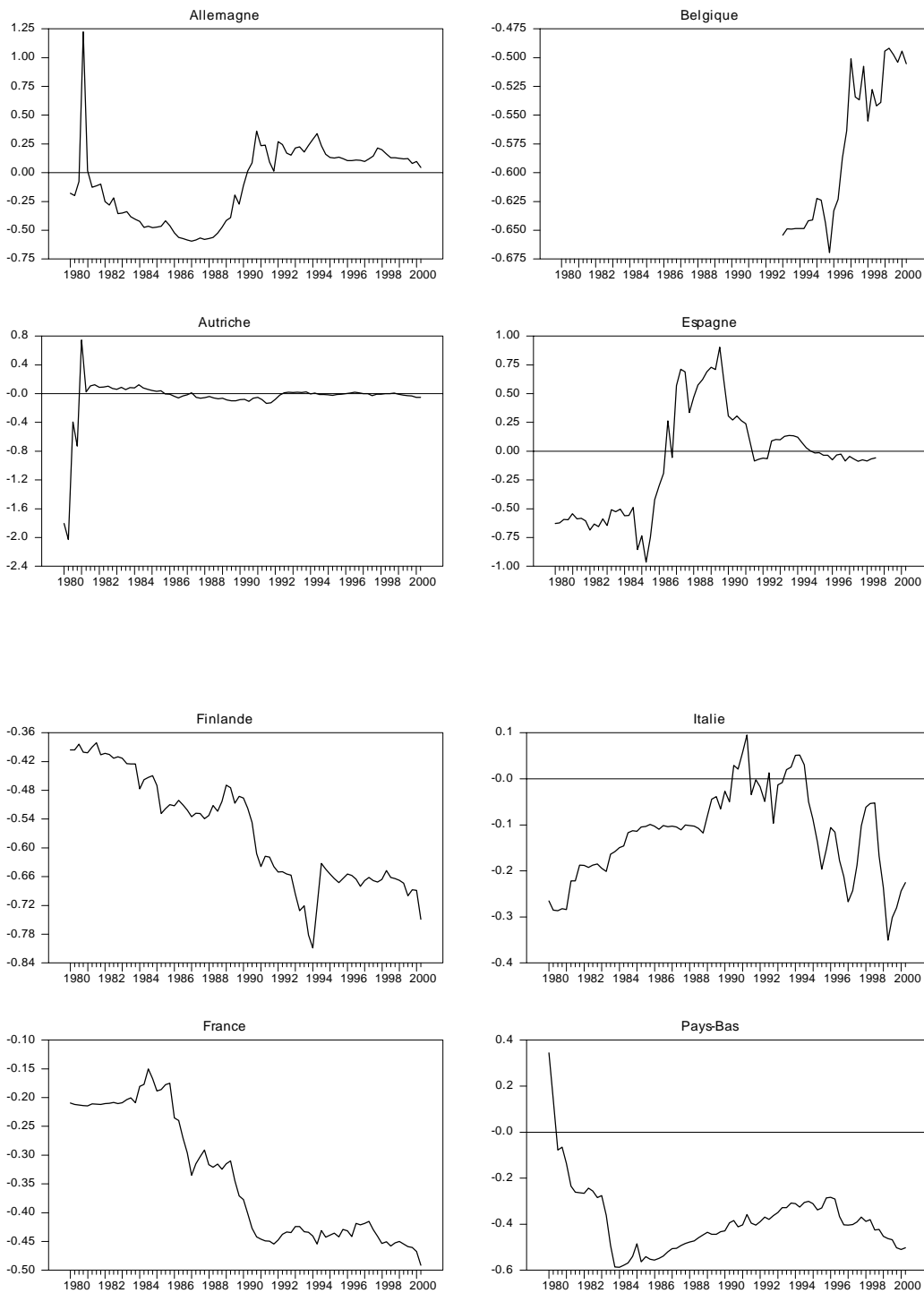
Les résultats sur l'ensemble de la période montrent que les coefficients de long terme sont, mis à part l'Allemagne et l'Autriche, plus élevés en valeur absolue que ceux obtenus à partir de la spécification de base. De plus, dans la plupart des cas, nous retrouvons une relation inverse entre les composantes conjoncturelles du chômage et de la production.

Toutefois, il semble très difficile de classer les différents pays en fonction de leur sensibilité à l'activité puisque les coefficients calculés semblent varier sur la période. Néanmoins, sur l'ensemble de la période, les pays du Nord (les Pays-Bas, la Belgique et la Finlande) sont les pays ayant le plus fort coefficient d'Okun. Viennent ensuite la France, l'Italie et l'Espagne. L'Allemagne et l'Autriche semblent être les pays où le taux de chômage réagit le moins à l'activité réelle. Par ailleurs, les coefficients mesurés sur sous périodes sont particulièrement différents : ils sont instables dans le temps (notamment pour l'Allemagne, l'Espagne et l'Italie) ce qui confirme la sensibilité différente du chômage conjoncturel à une variation de l'activité. Néanmoins, sur la période 1990-2001, il semble que le coefficient d'Okun se rapproche de  $-0,5$  en Belgique, en Finlande, en France, aux Pays-Bas et même éventuellement en Italie. Ces estimations stipulent que, suite à une réduction d'un point de l'output gap, le taux de chômage conjoncturel serait réduit de moitié dans ces pays. Par contre, en Allemagne, en Autriche et en Espagne, le taux de chômage conjoncturel semble peu sensible à une variation du PIB conjoncturel sur la dernière décennie. Ce constat nous amène à préciser ces différences de sensibilité.

Dans cette optique, nous représentons l'évolution temporelle du coefficient d'Okun augmenté dans chaque pays. Pour illustrer cela, nous réalisons des estimations glissantes sur des périodes de 10 ans de 1970 à 2001. La première estimation correspond à la période

1970 :1 –1980 :1 et le coefficient obtenu est reporté graphiquement pour la date 1980 :1. La seconde estimation est celle allant de 1970 :2 à 1980 :2 et le résultat est noté en 1980 :2....Les estimations glissantes nous permettent d’obtenir l’évolution du coefficient d’Okun à long terme.

**Graphique 2 : Evolution des coefficients d’Okun (estimations glissantes)**



Les estimations de ces coefficients confirment l'instabilité relevée. A long terme, cette instabilité se traduit par l'émergence de deux sous-groupes de pays. Comme nous l'avons déjà évoqué, la loi d'Okun semble en effet plus consistante pour certains pays que pour d'autres. Le groupe 1 constitué de l'Allemagne, l'Autriche et l'Espagne est caractérisé par un coefficient d'Okun proche de zéro notamment en fin de période. Par contre, dans le second groupe de pays (groupe 2) formé de la Belgique, la Finlande, la France, l'Italie et les Pays-Bas, le coefficient d'Okun semble au contraire converger vers une fourchette  $[-0,4 ; -0,6]$ , c'est-à-dire à un niveau assez élevé. La composante conjoncturelle du taux de chômage est ainsi plus sensible à l'activité réelle conjoncturelle dans ce second groupe de pays.

Enfin, notons également que dans certains pays, le coefficient a parfois une valeur positive. Cela signifie que, suite à une hausse de la production, le taux de chômage augmente. Un tel résultat est déjà relevé par Blanchard (1989) qui y voit l'impact de chocs temporaires d'offre qui peuvent affecter la production en laissant le chômage inchangé, voire influencer ces deux variables dans le même sens<sup>5</sup>.

En définitive, il semble exister un rapprochement des pays dans chaque groupe mentionné, mais il est difficile, à ce stade, de juger de la convergence de l'ensemble des pays étudiés. Il semble alors intéressant de mesurer plus précisément la dispersion de ces coefficients d'Okun dans le temps entre les pays.

### **1.3 Dispersion des coefficients d'Okun entre les 8 pays**

L'indicateur de dispersion retenu ici est l'écart type des coefficients d'Okun entre les pays. La réduction dans le temps de cet indicateur entre les différents pays indique la présence d'un mécanisme de convergence. Ce concept est connu sous le nom de  $\sigma$ -convergence.

---

<sup>5</sup> Ces chocs d'offre seraient négligés dans la littérature relative à la loi d'Okun qui interprète tout choc comme un choc de demande.

### Rappel : La $\sigma$ -convergence

Soit un groupe de pays constitué des huit principaux pays de l'UEM ( $i = 1, \dots, 8$ ).

Soit  $\alpha_{i,t}$  la valeur prise par le coefficient d'Okun pour le pays  $i$  à la date  $t$ .

On parle de  $\sigma$ -convergence à travers un groupe de  $i$  pays si :

$$\text{Variance } \alpha_{i,t+1} < \text{Variance } \alpha_{i,t} \text{ avec } t+1 > t$$

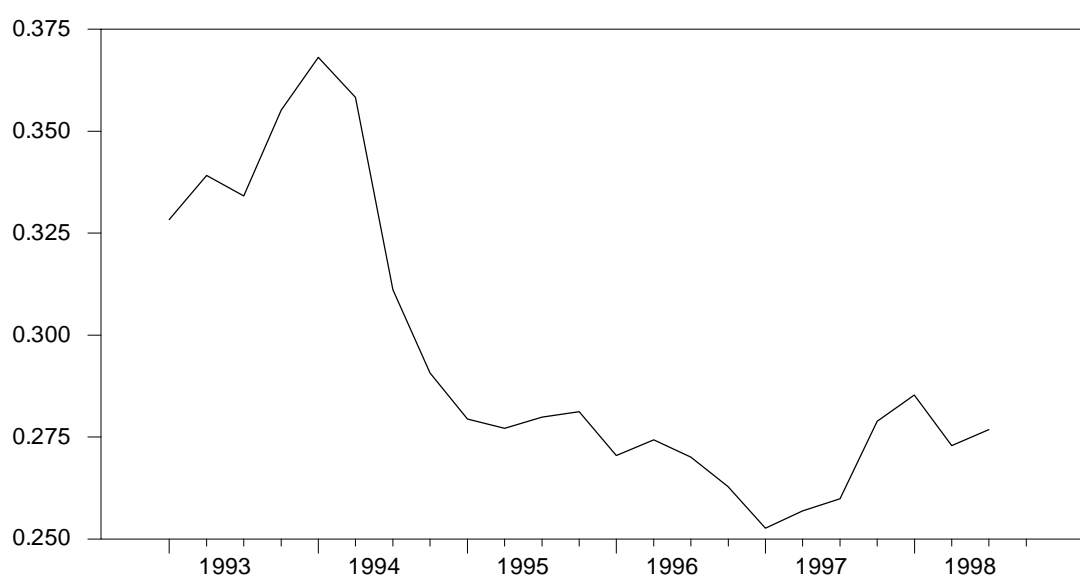
Où

$$\text{Variance } \alpha_{i,t} = \frac{1}{i} \sum_{i=1}^8 (X_{i,t} - \bar{X}_t)^2, \quad \bar{X}_t = \frac{1}{i} \sum_{i=1}^8 X_{i,t} \text{ et Ecart type} = \sqrt{\text{Variance}}$$

En d'autres termes, il existe  $\sigma$ -convergence si la dispersion est plus faible en fin de période.

Une analyse graphique de la  $\sigma$ -convergence (graphique 3) montre l'évolution dans le temps de la valeur prise par l'écart type du coefficient d'Okun entre les 8 pays sur des périodes glissantes de 10 ans sur la période 1993:1 - 1998:4. Nous constatons que la dispersion du coefficient d'Okun entre les pays diminue globalement depuis fin 1993. La convergence nominale se serait accompagnée d'une relative convergence réelle en ce qui concerne la sensibilité des variations du chômage à celles de l'activité économique.

**Graphique 3 : Ecart type du coefficient d'Okun entre les 8 pays**



Notons que l'année 1994 coïncide avec le début de la deuxième phase précisée dans le Traité de Maastricht. Cette baisse de la dispersion des coefficients d'Okun entre les huit pays pourrait s'expliquer en partie par les exigences de convergence imposées par le Traité pour participer à l'UEM.

Toutefois, des hétérogénéités persistent au sein de l'Union monétaire entre les pays du groupe 1 et ceux du groupe 2. Celles-ci peuvent être source de difficultés quand aux décisions de politique monétaire unique.

## **2. Comparaison des impacts nationaux d'une politique monétaire unique**

Cette seconde section vise à étudier dans quelle mesure une politique monétaire unique aurait accentué ou diminué les divergences existantes en terme de variations du chômage.

Nous supposons ici que les huit pays européens ont formé une Union monétaire sur la période 1980-1998. L'impact d'un choc monétaire unique est alors évalué à partir de simulations contre factuelles de modèles simples, sur la période 1980-1998<sup>6</sup>. Ces simulations reproduisent les résultats qui auraient pu être obtenus par une politique monétaire unique en utilisant le taux d'intérêt comme instrument. L'objectif est ici d'utiliser une fonction de réaction de la BCE pour comparer les conséquences macroéconomiques d'un choc monétaire commun. La fonction de réaction de la BCE a été estimée dans un travail antérieur sur la période 1980-1998<sup>7</sup>.

### **2.1 La fonction de réaction de la BCE**

La spécification de cette fonction de réaction repose sur la stratégie de la politique monétaire unique suivie par la BCE. Celle-ci cherche à atteindre l'objectif final de stabilité des prix fixé à 2 % par an dans la zone euro à partir de deux piliers. Le premier représente le suivi d'une norme de croissance de l'agrégat monétaire M3 de l'ordre de 4,5 % par an. D'après le second pilier, la BCE surveille un ensemble d'indicateurs économiques à court terme parmi lesquels l'output gap joue un rôle particulier.

---

<sup>6</sup> Une telle méthode a été utilisée par Durand et Payelle (2000).

Pour estimer la fonction de réaction qui représenterait au mieux le comportement de la BCE sur cette période, les séries nationales des huit pays européens étudiés ont été agrégées (voir l'annexe sur les données)<sup>8</sup>.

Nous supposons que les autorités monétaires manipulent le taux d'intérêt nominal de la zone euro en fonction de l'état de l'économie caractérisé par le taux retardé, l'écart d'inflation, l'écart de croissance de M3 ainsi que l'output gap. Les résultats figurent dans le tableau suivant : les coefficients ont bien le signe attendu et sont significatifs.

**Tableau 3 : fonction de réaction estimée de la BCE (MCO)**

	Coefficients estimés
Constante	0,0194 (0,001)***
$i_{t-1}$	0,6639 (0,000)***
$(\pi_t - \pi^*)_{t-1}$	0,1926 (0,007)***
$(\Delta m3_t - \Delta m3^*)_{t-1}$	0,1603 (0,003)***
$y_{t-1}$	0,2233 (0,010)**
$\bar{R}^2$	0,9519
LB	0,1193
White	0,7877
Reset	0,2880

Note :  $i$  est le taux d'intérêt nominal à court terme,  $\pi$  le taux d'inflation,  $m3$  l'agrégat monétaire M3 en log et  $y$  l'output gap ; \*\*, \*\*\* : rejet de  $H_0$  (coefficient nul) à 5 % et 1 %.  
(...) p-value. De même, les valeurs concernant les tests Ljung Box, White et Reset sont les p-values.

Si nous observons les résultats de la fonction de réaction estimée, 95,2 % du niveau du taux d'intérêt en  $t$  sont expliqués par les variables explicatives que sont le taux d'intérêt, l'écart d'inflation, l'écart de croissance de M3 et l'écart de production, un trimestre avant<sup>9</sup>. Il convient ensuite d'analyser plus précisément les résultats obtenus.

<sup>7</sup> Huchet M., Does single monetary policy have asymmetric real effects in EMU ?, Journal of policy modeling, à paraître.

<sup>8</sup> Cette méthode a bien sûr ses limites. La construction d'une union monétaire fictive nous permet cependant d'évaluer ensuite les effets d'un choc monétaire commun sur longue période.

<sup>9</sup> De plus, cette spécification respecte bien la non autocorrélation, l'homocédasticité ainsi que la normalité des résidus. Le test d'erreur de spécification mis en œuvre (test reset) indique que tout se passe comme si la fonction de réaction était bien spécifiée.

Le coefficient significatif à 1 % associé au taux d'intérêt retardé d'une période montre le souci de la BCE de lisser le niveau du taux d'intérêt dans le temps. La politique monétaire change assez lentement si l'on se réfère au poids de 0,66 associé au taux court retardé. Pour un objectif atteint d'inflation, de croissance monétaire et de production réelle, le niveau du taux en t est de 0,66 % le taux en t-1 et une constante.

En outre, le poids attaché à l'écart d'inflation est significatif et positif à 1 %. Face à un écart positif de 1 % du taux d'inflation par rapport à son objectif en t-1, la BCE aurait augmenté le taux court de 0,19 % en t. Cela reflète bien la volonté actuelle de la BCE de maintenir le taux d'inflation à un niveau pas trop éloigné de 2 %.

Quant à l'objectif de croissance de M3, le coefficient associé est lui aussi significatif à 1 %, ce qui ne nous paraît pas surprenant. En effet, il est clair que la BCE détermine aujourd'hui une politique proche de la banque centrale allemande qui s'est depuis longtemps assignée un objectif de croissance de la masse monétaire. De même, la France a clairement annoncé un tel objectif dès 1977. Face à un écart de croissance de M3 de 1 %, tout se passe comme si la BCE avait augmenté le taux court de l'Union de 0,16 % pour ramener l'évolution de l'agrégat vers la cible de référence et ainsi stabiliser l'économie. Ce résultat est néanmoins à nuancer du fait que la BCE ne s'oblige pas à réagir systématiquement à un écart de croissance de la masse monétaire ; elle surveille son évolution. Le coefficient associé à cette variable est d'ailleurs légèrement inférieur à celui de l'écart d'inflation ce qui renforce l'idée que la BCE a avant tout un objectif d'inflation.

Finalement, le poids attaché à l'écart de production est significatif à 5 % et positif. Si la production réelle excède la production potentielle de 1 %, la BCE, dans cette simulation, aurait augmenté le taux d'intérêt court de 0,22 %. L'écart de production mesure la différence en pourcentage du PIB réel par rapport à une estimation du PIB potentiel. Quand l'activité économique réelle se ralentit, le taux du marché interbancaire doit diminuer pour accroître l'offre de monnaie et ainsi stimuler l'investissement, la production et réduire le chômage.

Si l'on compare les poids attachés à l'objectif d'inflation et à l'objectif de production, ce dernier est légèrement supérieur. Il faut néanmoins relativiser ce résultat du fait que nous

simulons une UEM à huit pays sur des données passées qui ont en mémoire les mutations des années 80-90<sup>10</sup>.

## **2.2 Impacts d'une politique monétaire unique sur les taux de chômage conjoncturels**

Pour modéliser le fonctionnement de l'économie, nous retenons des systèmes vectoriels auto régressifs (VAR), censés représenter les économies nationales, constitués de l'output gap  $y$ , de l'écart d'inflation ( $\Pi - \Pi^*$ ) ainsi que du taux d'intérêt  $i$ . Les variables, à l'exception du taux d'intérêt, sont en logarithmes. Le taux d'intérêt est exprimé en différences premières afin d'éliminer toute racine unité. Le nombre de retards (4) est choisi de façon à assurer le caractère « bruit blanc » des résidus des équations du système.

La technique de simulations contre factuelle a été utilisée par McCallum dans ses travaux sur les règles monétaires et a été reprise notamment par Durand et Payelle (2000).

Dans un premier temps, le système VAR est estimé sur la période 1980-1998 et les séries de résidus des équations sont récupérées sauf celle relative à l'équation de l'instrument de politique monétaire (le taux d'intérêt). Ces séries de résidus représentent les chocs historiques sur chacune des variables macroéconomiques, qui seront réintroduits lors de l'exercice de simulation. Les résidus sont ensuite orthogonalisés. Dans un second temps, l'équation relative au taux d'intérêt est remplacée, dans le modèle estimé, par la fonction de réaction de la BCE estimée. Le modèle est alors simulé sur la période 1982-1998.

Les simulations permettent alors de récupérer les séries de l'output gap simulé ( $Y_t^{C,sim}$ ) pour l'ensemble des pays européens.

Nous en déduisons alors les séries simulées du taux de chômage conjoncturel ( $U_t^{C,sim}$ ) dans chaque pays à partir de la formule suivante :

---

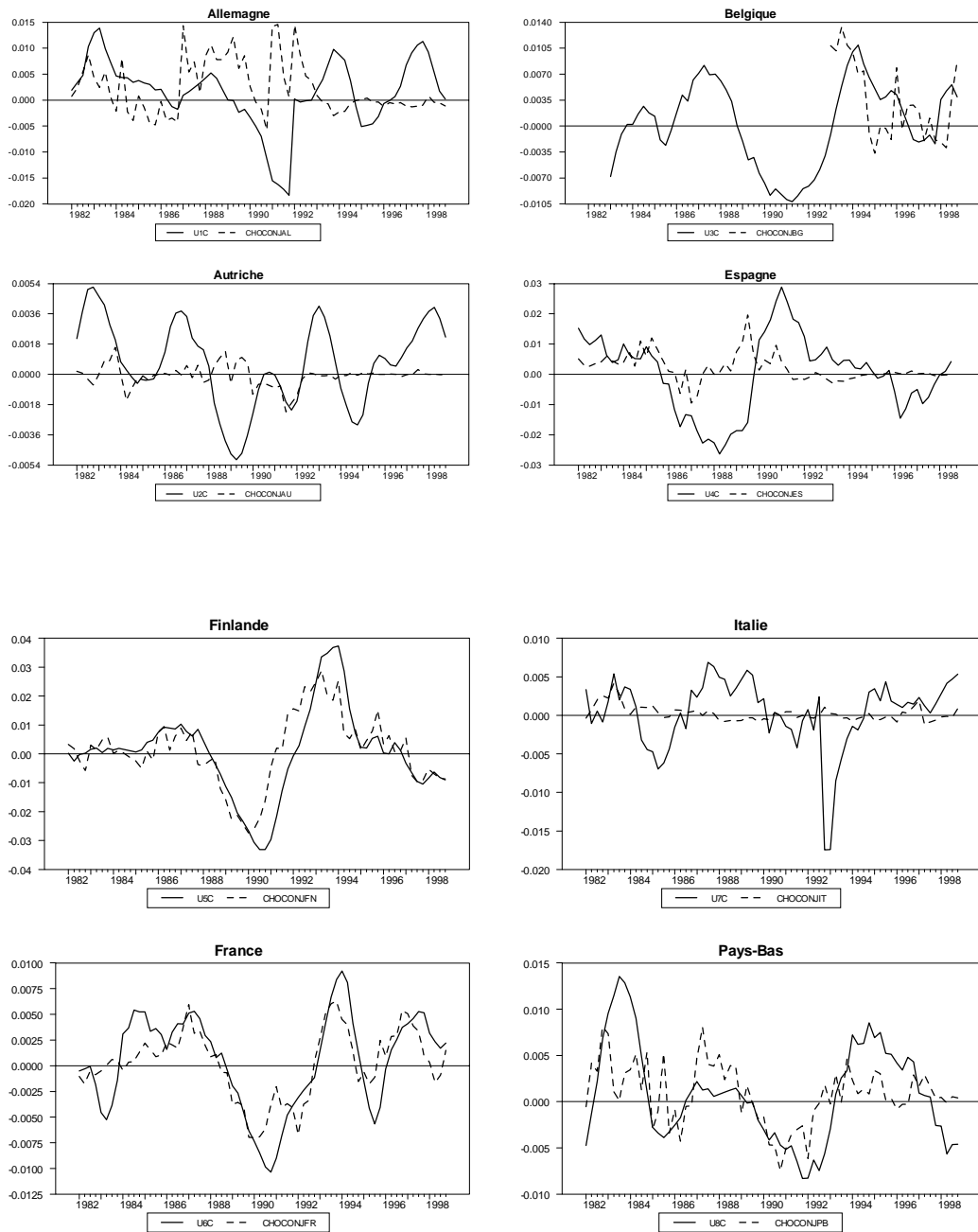
<sup>10</sup> De plus, nous avons essayé de tester une fonction de réaction alternative dans laquelle nous omettons volontairement l'écart de croissance de M3. Nous constatons alors que l'output gap n'est plus significatif alors que l'écart d'inflation l'est toujours à 10 %. Deux constats sont à noter. D'une part, l'écart de croissance de M3 n'est pas neutre. D'autre part, la significativité de l'écart de production semble être fragile ce qui conforte l'idée que c'est bien l'écart d'inflation qui est l'objectif ultime de la BCE.

$$U_t^{C,sim} = \hat{\alpha} * Y_t^{C,sim} \quad (7)$$

où  $\hat{\alpha}$  est le coefficient d'Okun augmenté estimé sur les périodes glissantes.

Les graphiques suivants représentent les évolutions effectives (u1c....u8c) et simulées (choconjal....choconjpb) du taux de chômage conjoncturel dans les huit pays européens.

**Graphique 4 : chômage conjoncturel, constaté et simulé (politique monétaire unique)**



Globalement, il semble que les coûts en terme de taux de chômage conjoncturel soient amoindris dans l'ensemble des pays concernés, particulièrement sur la dernière décennie. Ceci est confirmé par les mesures de l'écart-type du chômage conjoncturel, constaté et simulé, qui sont reportées dans le tableau 4.

**Tableau 4 : Mesure de la dispersion du chômage conjoncturel dans chaque pays**

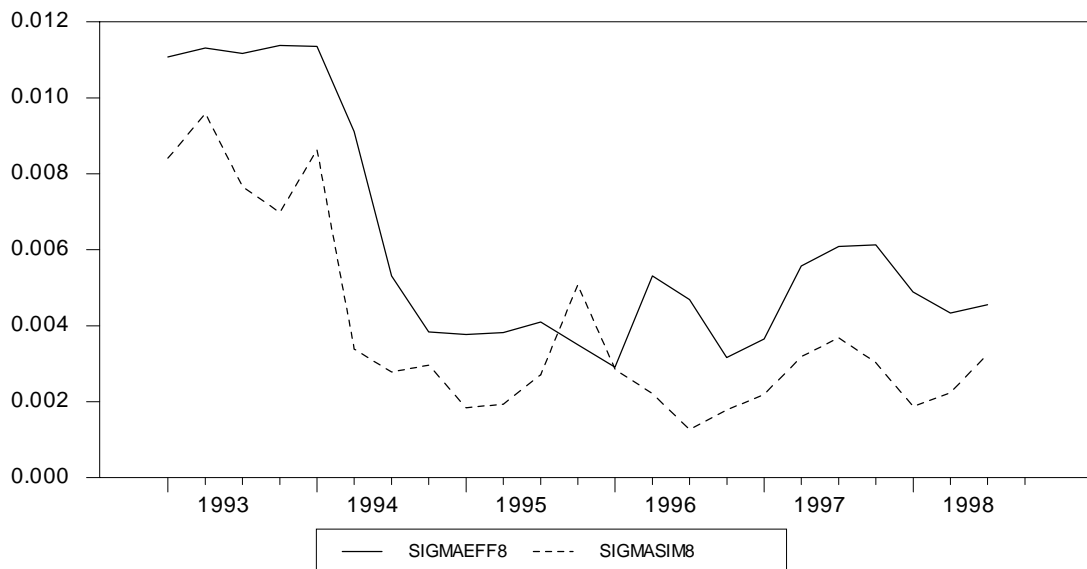
	<b>Ecart type du chômage conjoncturel 1982-1998 *</b>	
	<b>Constaté</b>	<b>Simulé</b>
<b>Allemagne</b>	0,0067	0,0052
<b>Autriche</b>	0,0025	0,0006
<b>Belgique</b>	0,0056	0,0053
<b>Espagne</b>	0,0129	0,0045
<b>Finlande</b>	0,0152	0,0124
<b>France</b>	0,0047	0,0033
<b>Italie</b>	0,0045	0,0009
<b>Pays-Bas</b>	0,0052	0,0033

\* sauf pour la Belgique : 1993-1998

Il apparaît qu'une politique monétaire unique aurait conduit dans tous les cas à une variabilité moins forte du chômage conjoncturel dans chaque pays.

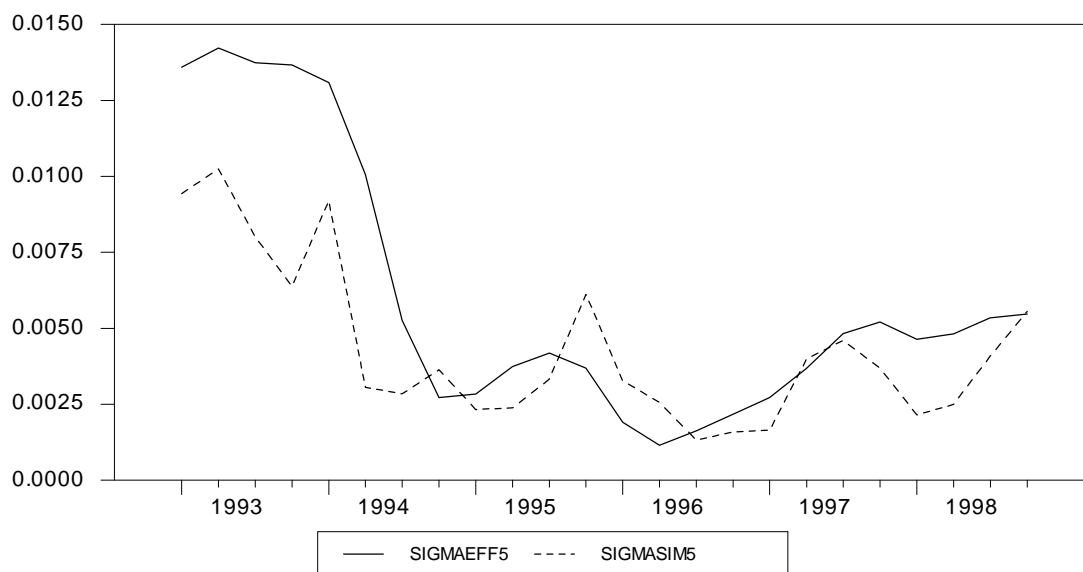
Finalement, le graphique 5 représente l'évolution de l'écart type du chômage conjoncturel constaté et simulé entre les huit pays c'est-à-dire qu'il permet d'examiner de nouveau le concept de  $\sigma$ -convergence. On retrouve en fait les résultats de la première section. En moyenne, pour ces huit pays, la dispersion du chômage conjoncturel constaté semble diminuer depuis 1993. Mais cette relative convergence, et c'est là un résultat à noter, se constate également dans le cas d'une politique monétaire unique : la dispersion du chômage simulé non seulement se réduit mais est encore plus faible que ce qui a été constaté en l'absence de politique monétaire unique.

**Graphique 5 : Représentation de la dispersion du chômage conjoncturel – constaté et simulé – entre les 8 pays**



Ces résultats sont à interpréter avec prudence : trois des huit pays ont des coefficients d'Okun qui tendent vers 0 en fin de période, ce qui tend naturellement à réduire la dispersion du chômage simulé pour l'ensemble des pays. Au vu du graphique 5, on pourrait être tenté de penser que le rapprochement du chômage conjoncturel simulé entre les huit pays serait dû uniquement aux évolutions des coefficients d'Okun de trois pays (Allemagne, Autriche et Espagne). Toutefois, cette réduction ne provient pas uniquement de cela. Le graphique 6 montre que pour les cinq autres pays (Belgique, Finlande, France, Italie et Pays-Bas), la réduction de cette dispersion se constate également et ne peut s'expliquer de la même façon (les coefficients d'Okun sont relativement élevés en valeur absolue dans ces pays).

**Graphique 6 : Représentation de la dispersion du chômage conjoncturel – constaté et simulé – entre la Belgique, la Finlande, la France, l’Italie et les Pays-Bas**



## Conclusion

Cette étude a considéré le coefficient d’Okun comme un indicateur de dispersion des économies européennes permettant d’apporter un éclairage supplémentaire au problème de la convergence de ces économies. Ce choix contient en même temps les limites de l’exercice : nous n’avons ici qu’un indicateur partiel mais qui traduit cependant des régularités qui s’imposent à l’observateur. En ce sens, ces résultats ne peuvent être que préliminaires et doivent être complétés par la prise en compte d’autres indicateurs.

Quoi qu’il en soit, tout laisse penser que la phase de préparation à la monnaie unique entre 1993 et 1998 s’est accompagnée d’une relative convergence de la sensibilité du chômage conjoncturel aux fluctuations de l’activité économique. Mais l’UE est encore loin d’une réponse homogène de ses différentes économies à une variation de l’activité économique. En ce sens, la question du phasage conjoncturel reste à préciser.

Les simulations présentées montrent qu’une politique monétaire unique, engagée dès 1993, aurait quand même pu limiter les effets asymétriques. Toutefois, l’interprétation de ce type de simulations est par nature très délicate et de tels résultats ne font qu’apporter quelques éléments supplémentaires au débat et doivent être relativisés.

En définitive, de telles asymétries de la politique monétaire unique, si elles se réduisent, subsistent cependant et les perspectives d'élargissement risquent de reposer le problème d'une façon encore plus aiguë et d'annuler le bénéfice de ce début de convergence.

#### BIBLIOGRAPHIE

BLANCHARD O.J. (1989), "A Traditional interpretation of macroeconomic fluctuations", *The American Economic Review*, vol.79, n°5, décembre, 1146-1164.

DURAND J.-J., PAYELLE N. (2000), "Taux d'intérêt ou monnaie de base : quel instrument pour les banques centrales ?", 17èmes Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire, Lisbonne, 7-9 juin.

GORDON R.J. (1984), "Unemployment and potential output in the 1980's", *Brookings Papers on Economic Activity*, 15, 537-564.

HUCHET M. (2003), "Does single monetary policy have asymmetric real effects in EMU ?", *Journal of policy modeling*, 25, 151-178.

LEE J. (2000), "The robustness of Okun's Law : Evidence from OECD countries", *Journal of Macroeconomics*, vol. 22, n° 2, 331-356.

OKUN A.M. (1962), "Potential GNP : its measurement and significance", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 98-104, réédité sur le site de la Cowles Foundation.

TAVERA C. (1999) *La convergence des économies européennes, étude coordonnée*, *Economica*, 294 pages.

## ANNEXE

Les séries de taux de chômage et de PIB réel sont issues de l'OCDE et du FMI sur la période 1970 :1-2001 :3 sauf en Belgique (1983 :1-2001 :3), en Espagne (1970 :1-1998 :3) et aux Pays-Bas (1970 :1-2001 :2). La série de taux de chômage autrichien disponible sur la période 1970-2001 n'est pas corrigée des variations saisonnières. Afin de remédier à ce problème, nous avons appliqué une moyenne mobile sur quatre trimestres afin de lisser la série et la corriger des fluctuations saisonnières.

Concernant la mesure des effets de la politique monétaire unique, les données couvrent la période 1980-1998. Nous avons collecté les séries de taux d'intérêt nominal à court terme du marché monétaire en % (ligne 60b) dans la base de données "Statistiques Financières Internationales" du FMI. Les séries de l'Indice des Prix à la Consommation tous produits confondus base 100 en 1995 proviennent de l'OCDE. Les séries de l'agrégat monétaire M3 sont issues soit de l'OCDE, soit du FMI (SFI), soit de la Banque Nationale de Belgique pour la Belgique et de la Banque d'Italie pour l'Italie : elles sont soit en milliards d'euros ou en milliards de la monnaie nationale<sup>11</sup>.

A partir des séries nationales, nous construisons des séries européennes agrégées pour notre union. Par ailleurs, nous avons supposé que seulement huit pays (les douze pays sauf l'Irlande, le Luxembourg, le Portugal et la Grèce) appartiennent à la zone euro pour des problèmes de disponibilité des données. Toutefois, la somme des PIB de ces huit pays représente environ 98 % du PIB total de l'union.

Nous supposons une Union composée de  $n$  pays,  $i = 1, \dots, n$  et nous en déduisons le PIB réel total de l'union en milliards d'euros ( $PIB^A$ ) comme étant la somme des PIB réels en milliards d'euros de ces  $n$  pays :

$$PIB^A = \sum_{i=1}^n PIB_i$$

Nous calculons le poids du PIB de chaque pays  $i$  dans le PIB réel total de l'union :

---

<sup>11</sup> Lorsque les données sont en milliards de la monnaie nationale, nous avons appliqué le taux de conversion euro/monnaie nationale fixé au 1<sup>er</sup>/01/1999.

$$p_i = \frac{\text{PIB}_i}{\sum_{i=1}^n \text{PIB}_i} \quad \text{avec} \quad \sum_{i=1}^n p_i = 1$$

Nous pouvons alors reconstruire les séries agrégées de la croissance du PIB, du taux d'intérêt, de l'inflation et de la croissance de la masse monétaire de la façon suivante :

$$\Delta \text{pib}^A = \sum_{i=1}^n p_i \Delta \text{pib}_i$$

$$i_{ct}^A = \sum_{i=1}^n p_i i_{ct,i}$$

$$ti^A = \sum_{i=1}^n p_i ti_i$$

$$\Delta m^A = \sum_{i=1}^n p_i \Delta m_i$$

où  $\text{pib}^A$ ,  $i_{ct}^A$ ,  $ti^A$  et  $m^A$  représentent respectivement le PIB (en log) agrégé en milliards d'euros, le taux d'intérêt court terme agrégé en %, le taux d'inflation agrégé et la masse monétaire agrégée en log en milliards d'euros. Ces variables précédées d'un  $\Delta$  représentent ces mêmes variables en taux de croissance.