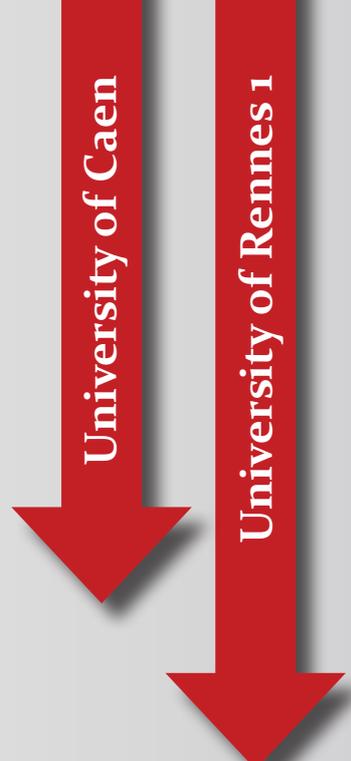




Centre de Recherche en Économie et Management
Center for Research in Economics and Management



La nature des fluctuations du PIB réel et du chômage dans quatre grands pays européens : Une approche par composantes inobservées

Gaëtan Stephan

CREM UMR CNRS 6211, University of Rennes 1, France

July 2013 - WP 2013-25

Working Paper

La nature des fluctuations du PIB réel et du chômage dans quatre grands pays européens: Une approche par composantes inobservées

Gaëtan Stephan *

Université de Rennes 1 - CREM

Juillet 2013

Résumé

Cet article décompose les fluctuations du PIB réel et du taux de chômage entre chocs nominaux et chocs de productivité. A partir de quatre grands pays européens (Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni), nous estimons sur données trimestrielles de 1970 à 2011 un modèle à composantes inobservées corrélées comparable à celui utilisé par Sinclair (2009). Cette modélisation permet de manière simultanée de décomposer nos séries en une tendance et un cycle mais également d'estimer une relation d'Okun par les différentes corrélations reliant les séries. Nos résultats indiquent que les mouvements du PIB réel et du chômage sont dominés par les mouvements de la tendance essentiellement en Allemagne et au Royaume-Uni. En France et en Italie, les chocs nominaux demeurent importants pour comprendre les fluctuations des deux séries. Cette décomposition entre chocs nominaux et chocs de productivité se reflète également dans le coefficient d'Okun qui apparaît non significatif en Allemagne mais proche de sa valeur traditionnelle dans les deux pays latins. Nous montrons également que les mouvements à court terme du PIB réel et du chômage sont étroitement liés à leurs tendances de long terme. Nos résultats demeurent robustes à l'utilisation d'autres spécifications introduisant un changement structurel et à des estimations n'incluant pas la "Grande Récession".

J.E.L : C32, E32

Mots-clés : loi d'Okun, modèle à composantes inobservées corrélées

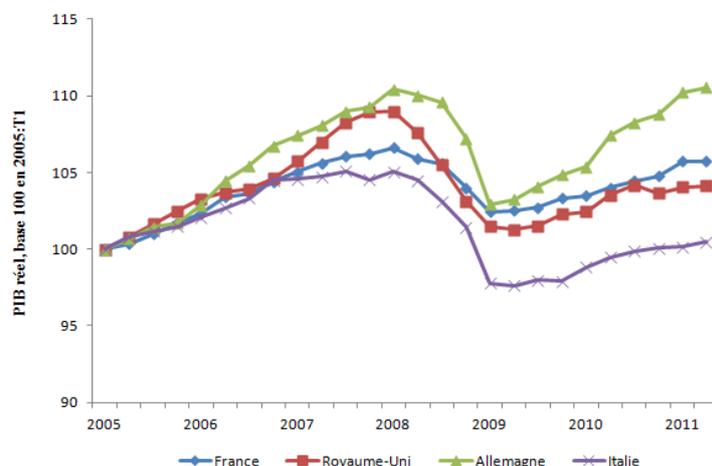
*Université de Rennes 1, 7, Place Hoche - CS 86514 35065 Rennes Cedex, gaetan.stephan@univ-rennes1.fr; Tel:02.23.23.33.24

1 Introduction

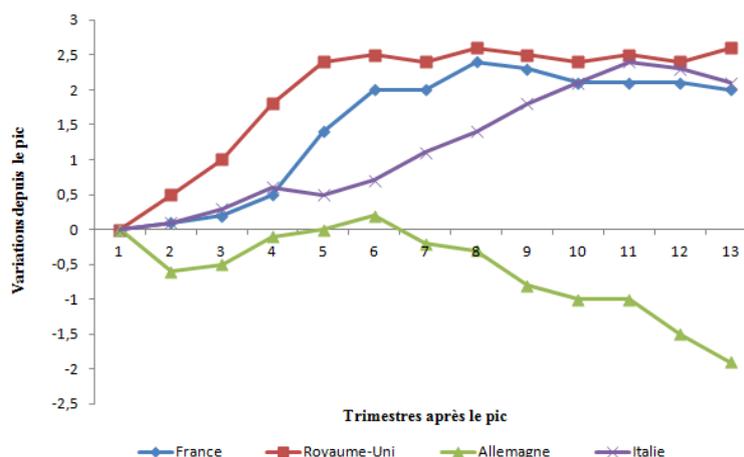
La nature des fluctuations macroéconomiques a toujours fait l'objet de débats récurrents. Quelle est la nature du cycle économique? Les récessions sont elles des phénomènes purement transitoires ou des mouvements permanents en lien avec la croissance de long terme? L'entrée des pays industrialisés dans la "Grande Récession" en 2007 a remis en lumière ces préoccupations. Au cours de cet épisode, les PIB réel se sont contractés de manière brutale entraînant avec eux une augmentation durable du chômage. L'Allemagne apparaît comme une exception avec un taux de chômage en diminution de près de 2 points et ce malgré une baisse de son PIB réel de 5,5%. Il importe pour les responsables de savoir si un choc comme la "Grande Récession" est de nature transitoire ou permanente afin de guider l'orientation des politiques macroéconomiques. Ainsi, si la "Grande Récession" s'avère être un choc de nature temporaire, alors les politiques économiques mises en oeuvre ne seront pas les mêmes que si il s'agissait d'un choc permanent. De fait, connaître la nature des chocs qui frappent les économies survient comme une tâche essentielle pour le macroéconomiste.

La loi d'Okun, dans sa formulation originale, s'inscrit dans une démarche d'inspiration keynésienne où les chocs qui frappent l'économie sont essentiellement des chocs de demande. Comme l'indique Weber (1995), en l'absence de chocs de productivité, les chocs de demande engendrent une relation négative entre l'activité et le chômage. Quand l'activité baisse pendant une récession, les firmes ont moins besoin de travailleurs et ces derniers perdent leur emploi. Quand la reprise survient, les firmes devant produire plus embauchent à nouveau des travailleurs. L'essentiel des fluctuations du PIB réel et du chômage autour de leur tendance de long terme est attribuable aux fluctuations de la demande agrégée entraînant par conséquent une relation négative entre chômage et PIB réel. Des chocs sur la demande agrégée qu'il soit de type monétaire ou budgétaire font donc évoluer dans des directions opposées chômage et PIB réel autour d'un ratio de 2. L'objet de cet article est de déterminer si ce cadre d'analyse peut encore nous servir de fil conducteur pour comprendre la relation entre PIB réel et chômage.

Graphique 1 – Evolution du logarithme du PIB réel (base 100 en 2005) entre 2005 et 2011



Graphique 2 – Dynamique du taux de chômage au cours de la “Grande Récession”



L’objectif ici est de proposer un modèle qui permette d’estimer la relation d’Okun et également de décomposer le PIB réel et le taux de chômage en une partie structurelle et conjoncturelle à la manière d’un filtre. La composante structurelle va prendre la forme d’une tendance stochastique décrivant le sentier de croissance de long terme de l’économie tandis que la composante conjoncturelle va se modéliser comme une série stationnaire pour retracer l’évolution du cycle. Le modèle que nous utilisons est un modèle à composantes inobservées corrélées (CIC). Il s’agit d’une extension à deux variables du modèle univarié proposé par Morley *et al.* (2003) pour examiner la décomposition du PIB réel américain entre tendance et cycle. L’intérêt du modèle à composantes inobservées corrélées est d’apprécier l’importance des différents chocs qui frappent le PIB et le taux de chômage. En effet, le modèle CIC permet d’opérer une distinction entre d’un côté les chocs structurels, qui peuvent être appréhendés comme des chocs de productivité ou de technologie et d’un autre côté les chocs conjoncturels émanant des variations de la demande agrégée (chocs de types monétaire ou budgétaire). Ainsi, nous serons en mesure d’établir si les chocs de productivité ou de demande agrégée sont les plus pertinents dans l’explication des fluctuations du PIB réel et du taux de chômage.

L’avantage du modèle CIC est aussi d’offrir une estimation de la relation d’Okun en une seule étape. Traditionnellement, dans la littérature empirique sur la relation d’Okun (1962) l’estimation du coefficient se fait généralement en deux étapes. Il demeure habituel d’estimer dans un premier temps les composantes conjoncturelles du PIB réel et du chômage à l’aide d’une filtre statistique tels que Hodrick et Prescott (1997), Beveridge et Nelson (1981), Harvey (1985), et Baxter et King (1999). Ensuite dans la seconde étape, on calcule la corrélation entre ces deux composantes pour mesurer le coefficient d’Okun. Le modèle CIC offre une amélioration substantielle en estimant de manière simultanée d’une part les composantes structurelles et conjoncturelles du PIB et du chômage et d’autre part les corrélations entre ces deux séries. Cela nous évite ainsi d’éventuelles erreurs de mesure et des résultats fallacieux survenant de l’estimation par la méthode traditionnelle. Sinclair (2009) montre que l’estimation par la méthode traditionnelle présente deux inconvénients majeurs. Le premier inconvénient concerne le calcul des composantes conjoncturelles

du PIB réel et du chômage. Si ces deux composantes sont par nature corrélées, l'estimation du coefficient d'Okun requiert plutôt d'estimer ces composantes dans un système joint ou dans un cadre multivarié. Le second inconvénient provient de la présence éventuelle d'erreur de mesure. Une erreur de mesure présente dans la variable exogène peut se retrouver corrélée avec une erreur de mesure dans la variable endogène. Le présence d'erreur de mesure dans les composantes rend donc l'estimation du coefficient d'Okun par moindres carrés ordinaires (MCO) biaisé. Une approche plus appropriée pour estimer le coefficient d'Okun est donc, comme le souligne Sinclair (2009), de “*use the estimate of the correlation instead of the correlation of the estimates.*”.

1.1 Spécification du modèle à composantes inobservées corrélées

Les séries du PIB réel et du taux de chômage peuvent chacune être représentées comme la somme de deux composantes : une composante “structurelle” et une composante “conjoncturelle” :

$$y_t = \tau_{yt} + c_{yt} \quad (1)$$

$$u_t = \tau_{ut} + c_{ut} \quad (2)$$

où y_t et u_t représentent respectivement les séries du PIB réel et du taux de chômage observées, τ_{yt} est la composante structurelle du PIB réel ou la tendance de long-terme de l'économie, τ_{ut} est la composante structurelle du taux de chômage ou le taux de chômage naturel de l'économie. Enfin, c_{yt} et c_{ut} correspondent aux composantes conjoncturelles du PIB réel et du taux de chômage ou les écarts à la tendance de long-terme. Le modèle CIC nous permet donc de décomposer à la manière d'un filtre le PIB réel et le taux de chômage en une composante structurelle et conjoncturelle.

La modélisation des composantes structurelles du PIB réel et du taux de chômage se fait à l'aide d'une marche aléatoire avec constante¹ Les marches aléatoires ont cette propriété de présenter une tendance stochastique. Un choc qu'il soit positif ou négatif affectera de manière permanente la tendance. Nous modélisons la composante structurelle du PIB et du taux de chômage comme suit :

$$\tau_{yt} = \mu_y + \tau_{yt-1} + \eta_{yt} \quad (3)$$

$$\tau_{ut} = \mu_u + \tau_{ut-1} + \eta_{ut} \quad (4)$$

où μ_y est la constante du PIB tendanciel, ou en d'autres mots le taux de croissance potentiel de l'économie. Cette constante correspond aussi au taux de croissance moyen prévisible à la période suivante. Ce

1. Certains auteurs proposent également de modéliser la constante de la composante structurelle comme une marche aléatoire. La spécification du PIB réel et du taux de chômage sous forme de marches aléatoire nous permet de capturer les mouvements de long terme de ces deux variables. Pour l'économie américaine, Nelson et Plosser (1982) démontrent que le PIB réel ainsi que d'autres variables macroéconomiques, à l'exception du taux de chômage, se caractérisent par des marches aléatoires.

modèle de marche aléatoire avec constante nous permet d’après Stock et Watson (1988) de bien capturer le niveau d’équilibre de long terme de l’économie. μ_u correspond à la constante du taux de chômage naturel. Les innovations structurelles η_{yt} et η_{ut} représentant respectivement les chocs de productivité sur le PIB et le chômage.

La composante conjoncturelle, défini comme les écarts à la tendance du PIB et du chômage, est modélisé à l’aide d’un processus AR(2). D’après Morley et Piger (2012), définir le cycle comme les écarts transitoires à la tendance de long terme. Cela rentre dans une définition plus large que l’approche traditionnelle qui le décrit comme l’alternance successive de phases d’expansion et de récession. De manière générale, ces phases d’expansion/récession sont souvent bien rendus par l’application d’un filtre de type Hodrick et Prescott (1997) ou Baxter et King (1999)². Le choix d’un processus AR(2)³ pour la composante conjoncturelle est une hypothèse cruciale qui permet de garantir l’identification du modèle [Morley *et al.* (2003), Sinclair (2009)]. Nous notons que le processus AR(2) est souvent retenu dans la littérature des modèles à composantes inobservées pour décrire la composante conjoncturelle. Morley *et al.* (2003) et Sinclair (2009) pour les Etats-Unis ou Mitra et Sinclair (2012) pour les pays du G7 emploient un processus AR(2) pour décrire le PIB réel. Il en est de même pour le chômage. Par exemple, Jaeger et Parkinson (1994) montrent que la composante conjoncturelle du taux de chômage des pays européens et anglo-saxons s’accordent bien avec un processus AR(2)⁴. C’est également le cas chez Berger (2011) pour la zone euro en données agrégées et Pérez-Alonso et Di Sanzo (2011) pour la France et l’Italie. Le processus AR(2) de la composante conjoncturelle s’écrit donc de la manière suivante :

$$c_{yt} = \phi_{1y}c_{yt-1} + \phi_{2y}c_{yt-2} + \epsilon_{yt} \quad (5)$$

$$c_{ut} = \phi_{1u}c_{ut-1} + \phi_{2u}c_{ut-2} + \epsilon_{ut} \quad (6)$$

où ϕ_1 et ϕ_2 correspondent aux paramètres autorégressifs. Les innovations conjoncturelles ϵ_{yt} et ϵ_{ut} correspondent respectivement aux chocs de la demande agrégée sur le PIB réel et le chômage. Les innovations sont des variables aléatoires distribuées selon une loi Normale de moyenne zéro et avec une matrice de variance/covariance autorisant une corrélation entre les différentes innovations. Cette matrice de variance/covariance est l’une des caractéristiques clé du modèle car nous n’imposons aucune forme de restriction sur les innovations. La matrice de variance/covariance s’écrit ainsi :

2. La mise en oeuvre du filtre Baxter et King (1999) permet d’éliminer les fréquences qui sont à l’extérieur d’une bande comprise entre 2 et 8 ans. Une période qui est décrite comme la durée “normale” du cycle dans les travaux originaux de Burns et Mitchell sur le “*business cycle*”.

3. D’après Morley *et al.* (2003) et Mitra et Sinclair (2012), une composante conjoncturelle modélisé comme un processus AR(p) correspond pour la forme réduite de la série observée (taux de croissance du PIB réel et variation du taux de chômage) à un processus ARMA(p,p). En nous basant sur le critère d’information d’Akaike (AIC), nous voyons que le taux de croissance du PIB réel est bien décrit par un processus ARMA(2,2). En revanche, pour les variation du taux de chômage, le critère AIC nous indique que des retards supplémentaires pourrait être plus approprié. Nous conservons un processus AR(2) afin de comparer plus aisément la composante conjoncturelle du PIB réel et du chômage.

4. Plus précisément, leur étude de l’hystérèse porte sur l’Allemagne, le Canada, les Etats-Unis et le Royaume-Uni en données trimestrielles allant de 1961 à 1991.

$$\begin{pmatrix} \sigma_{\eta_y}^2 & \sigma_{\eta_y\eta_u} & \sigma_{\eta_y\epsilon_y} & \sigma_{\eta_y\epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y\eta_u} & \sigma_{\eta_u}^2 & \sigma_{\eta_u\epsilon_y} & \sigma_{\eta_u\epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y\epsilon_y} & \sigma_{\eta_u\epsilon_y} & \sigma_{\epsilon_y}^2 & \sigma_{\epsilon_y\epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y\epsilon_u} & \sigma_{\eta_u\epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_y\epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_u}^2 \end{pmatrix}$$

grâce aux propriétés du modèle, nous autorisons une corrélation entre la composante structurelle et conjoncturelle de chacune de nos variables : $\sigma_{\eta_y\epsilon_y}$ et $\sigma_{\eta_u\epsilon_u}$. Ces corrélations sont importantes, elle donnent une information sur une éventuelle dépendance entre le tendance et le cycle et donc notamment de savoir si les fluctuations de court terme de l'économie peuvent être traités séparément ou non de la tendance de long terme. Si le cycle et la tendance évoluent de manière indépendante nous devrions alors obtenir une corrélation nulle avec $\sigma_{\eta_y\epsilon_y} = 0$ pour le PIB réel et $\sigma_{\eta_u\epsilon_u} = 0$ pour le chômage. Le modèle permet également une dépendance entre les séries du PIB réel et du chômage à travers leurs innovations structurelles et conjoncturelles : $\sigma_{\eta_y\eta_u}$ et $\sigma_{\epsilon_y\epsilon_u}$. Ces corrélations qui relient le PIB et le chômage pourront par la suite être interprétés comme des relations d'Okun. En effet, en nous appuyant sur ces deux corrélations nous serons en mesure d'offrir deux estimations du coefficient d'Okun. Un premier coefficient, que nous qualifierons de "traditionnel", qui relie les composantes conjoncturelles du PIB et du chômage et pouvant directement être comparé aux coefficients trouvés dans la littérature. Le second coefficient qui relie les composantes structurelles pourra être interprété comme un coefficient d'Okun "structurel" car reliant le PIB tendanciel et le taux de chômage naturel. Autrement dit un coefficient qui relie le PIB et le chômage en niveau. Le coefficient d'Okun "traditionnel" reliant, quant à lui, les écarts à la tendance de nos deux séries. La comparaison des deux coefficients nous aidera ainsi à mieux comprendre si cette relation empirique entre l'activité et le chômage s'inscrit dans un horizon de court terme ou de long terme.

La décomposition du PIB réel et du chômage en une composante structurelle et conjoncturelle nous permet de formuler le modèle en composantes inobservées à la Harvey (1985, 1989). Nous mettons ensuite ce modèle à composantes inobservables corrélées sous forme d'espace-état ⁵ et appliquons le filtre de Kalman pour l'estimation, par maximum de vraisemblance ⁶, des paramètres et des composantes structurelles et conjoncturelles.

1.2 Données

Nous appliquons notre modèle à composantes inobservables corrélées sur quatre grands pays européens : Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni. Les données sur le PIB réel et le taux de chômage sont trimestrielles et désaisonnalisées. Elles vont du début des années 70 jusqu'au second trimestre de l'année 2011. Les données sont issues de la base de données de l'OCDE : OCDE.Stat. ⁷.

5. Le modèle CIC mis sous forme espace-état est disponible en Annexe.

6. Les estimations sont effectuées à l'aide du logiciel de séries temporelles RATS 7.3. Pour nous assurer de la validité de nos résultats, l'estimation a reposé sur différentes valeurs initiales afin d'obtenir des estimations convergentes.

7. Plus précisément, les périodes d'estimations sont les suivantes : Allemagne : 1969T1-2011T2, France : 1969T1-2011T2, Italie : 1970T1-2011T2 et Royaume-Uni : 1971T1-2011T2. Le PIB réel est exprimé en millions de dollars américains, en parités de pouvoir d'achat fixes, année de référence sélectionnée par l'OCDE et corrigé des variations saisonnières.

Tableau 1 – Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC

	Paramètre	Allemagne	France	Italie	R-U
Log vraisemblance		-200,28	-39,30	-189,60	-137,84
PIB réel					
Ecart-type de la composante structurelle	$\sigma_{\eta y}$	1,42 (0,12)	1,38 (0,33)	1,39 (0,23)	1,37 (0,21)
Ecart-type de la composante conjoncturelle	$\sigma_{\epsilon y}$	0,64 (0,15)	1,21 (0,36)	1,19 (0,30)	0,67 (0,29)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta y \epsilon y}$	-0,84 (0,10)	-0,98 (0,02)	-0,92 (0,03)	-0,84 (0,06)
Constante	μ_y	0,54 (0,09)	0,64 (0,08)	0,49 (0,09)	0,58 (0,05)
Premier paramètre AR	ϕ_{1y}	1,00 (0,13)	0,96 (0,12)	0,84 (0,11)	0,93 (0,10)
Second paramètre AR	ϕ_{2y}	-0,31 (0,13)	-0,24 (0,11)	-0,27 (0,03)	-0,34 (0,14)
Somme des paramètres	$\phi_{1y} + \phi_{2y}$	0,69 (0,06)	0,73 (0,08)	0,57 (0,12)	0,59 (0,14)
Taux de chômage					
Ecart-type de la composante structurelle	$\sigma_{\eta u}$	0,67 (0,09)	0,46 (0,09)	0,52 (0,03)	0,82 (0,16)
Ecart-type de la composante conjoncturelle	$\sigma_{\epsilon u}$	0,65 (0,14)	0,43 (0,11)	0,36 (0,02)	0,73 (0,17)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta u \epsilon u}$	-0,97 (0,02)	-0,98 (0,03)	-0,91 (0,02)	-0,99 (0,00)
Premier paramètre AR	ϕ_{1u}	0,78 (0,04)	1,08 (0,15)	1,06 (0,03)	0,85 (0,03)
Second paramètre AR	ϕ_{2u}	-0,03 (0,03)	-0,31 (0,13)	-0,22 (0,01)	-0,07 (0,03)
Somme des paramètres	$\phi_{1u} + \phi_{2u}$	0,75 (0,05)	0,77 (0,07)	0,83 (0,03)	0,77 (0,05)
Corrélations PIB réel/Chômage					
PIB structurel/Chômage structurel	$\rho_{\eta y \eta u}$	-0,64 (0,10)	-0,60 (0,14)	-0,34 (0,11)	-0,86 (0,04)
PIB conjoncturel/Chômage conjoncturel	$\rho_{\epsilon y \epsilon u}$	-0,22 (0,20)	-0,68 (0,11)	-0,66 (0,10)	-0,96 (0,07)
PIB conjoncturel/Chômage structurel	$\rho_{\epsilon y \eta u}$	0,22 (0,25)	0,61 (0,15)	0,41 (0,07)	0,86 (0,06)
PIB structurel/Chômage conjoncturel	$\rho_{\eta y \epsilon u}$	0,52 (0,05)	0,69 (0,11)	0,56 (0,18)	0,93 (0,06)

Note : Les écarts-types des paramètres et des corrélations sont donnés entre parenthèses.

2 La prédominance des chocs de productivité dans les fluctuations du PIB réel

2.1 Un PIB potentiel volatil

Nous débutons notre analyse en nous focalisant sur les estimations de la composante structurelle et conjoncturelle du PIB réel. Nous comparons l'écart-type des deux composantes pour juger de l'importance des chocs de productivité ou des chocs de demande agrégée dans l'explication des fluctuations du PIB réel. Enfin, nous vérifierons également si la composante conjoncturelle du PIB réel s'accorde bien avec les différentes récessions enregistrées dans les quatre pays depuis les années 70.

Pour chacune de nos séries, nous utilisons le logarithme du PIB réel multiplié par 100. En multipliant la constante μ_y par quatre, nous obtenons le taux de croissance annuel moyen du PIB potentiel. En nous basant sur les constantes du tableau 1, nous observons que les taux de croissance annuels de l'activité atteignent un maximum de 2,56% pour la France jusqu'à un minimum de 1,96% pour l'Italie. Des chiffres relativement proches nous rappelant que les quatre pays ont connu des trajectoires de croissance quasiment identiques sur les quatre dernières décennies.

A partir des estimations du tableau 1 et des différents graphiques, il ressort clairement que la composante structurelle du PIB réel présente une tendance dont les mouvements sont très proches de la série observée. De plus, nous notons que pour l'ensemble des pays, l'écart-type de la composante structurelle est plus élevé que l'écart-type de la composante conjoncturelle et que l'écart-type du taux de croissance du PIB réel (première différence du logarithme du PIB réel multiplié par 100). Cela revient à dire que la composante structurelle du PIB réel est plus volatile que la série du PIB observée elle-même. Cette volatilité du PIB tendanciel contraste de manière saisissante avec les estimations plus traditionnelles du PIB tendanciel. Par exemple, l'utilisation du filtre HP souligne généralement une tendance de long terme relativement lisse du PIB potentiel. A titre d'illustration, si nous procédons à une comparaison entre les deux filtres, nous voyons que le PIB tendanciel issu du modèle CIC montre une plus grande variabilité par rapport à celui du filtre HP.

A en juger par le ratio $\sigma_{\eta_y}/\sigma_{\epsilon_y}$, l'ensemble des quatre pays présentent un ratio supérieur à un. Ces chiffres vont dans le sens d'une primauté de chocs réels sur la tendance par rapport aux chocs nominaux sur le cycle. L'Allemagne et le Royaume-Uni avec des ratios respectifs de 2,22 et 2,04 présentent les ratios les plus élevés nous signalant ainsi que dans ces pays les fluctuations de la demande agrégée sur le PIB réel restent marginales par rapport aux mouvements de la tendance. Un résultat bien différent de la France et de l'Italie. Les deux pays latins affichent un ratio analogue de l'ordre de 1,14. En France et en Italie, il ressort que les mouvements de la demande agrégée sont importants dans la compréhension des mouvements du PIB réel. Comment expliquer ces différences? Les écart-types de la composante structurelle demeurent relativement homogènes avec un maximum de 1,42 pour l'Allemagne et un minimum de 1,38 pour la France. La différence provient surtout des chocs de demande agrégée. La France et l'Italie ont des écarts-types de la composante conjoncturelle qui sont environ deux fois plus élevés que ceux de l'Allemagne et du Royaume-Uni.

Nos résultats indiquent que loin de présenter une évolution lisse dans le temps, le PIB tendanciel est

soumis à de très fréquents chocs. Ces chocs que nous avons vu comme étant essentiellement des chocs de productivité rende la dynamique du PIB tendanciel extrêmement variable. Etant donné cette variabilité importante du PIB potentiel, on peut s'interroger si la composante conjoncturelle capture bien les phénomènes d'expansion/récession caractéristiques du cycle économique des pays industrialisés. Les régions grisées présentées sur les graphiques 1-4 correspondent aux récessions⁸ enregistrés pour chacun des quatre pays. Il ressort clairement que la plupart des phases de récessions sont accompagnés par une diminution de la composante conjoncturelle du PIB réel. On voit clairement sur les graphiques, un mouvement du pic vers le creux de la composante conjoncturelle durant les récessions. Nous notons que cette interprétation est plus délicate en Allemagne où les récessions ne sont pas franchement associées à une baisse de la composante conjoncturelle. Surtout, les graphiques montrent que la plupart des récessions correspondent à des baisses de la composante structurelle. Ces résultats contredisent la vision traditionnelle des récessions qui sont considérés comme uniquement des baisses de la composante conjoncturelle ou des chocs négatifs de nature transitoire. Cette vision semble remise en cause par les estimations de notre modèle CIC. Il apparaît que les récessions⁹ exercent des effets de long terme sur les économies en déformant nettement la tendance du PIB réel.

A titre d'exemple, prenons le dynamique du PIB potentiel et observé pendant la récession de 2007-2009 ou "Grande Récession" présenté sur le graphique 11. Nous voyons que si la progression du PIB potentiel et de de la série observée demeure similaire jusqu'en 2008, une divergence va s'opérer à partir de l'entrée en récession. Prenons par exemple, le cas de la France. Alors que le baisse du PIB réel n'est seulement que de 4%, celle du PIB tendanciel atteint près de 8% entre le début de l'année 2008 et le second trimestre 2009. De fait, on voit que le PIB potentiel va se situer en dessous de la série observée pendant toute la durée de la récession. Cela implique donc une composante conjoncturelle positive au cours de cette période¹⁰ Si nous examinons la figure 2, nous observons que pour l'ensemble des pays la composante conjoncturelle était proche de zéro jusqu'en 2006. Avant la "Grande Récession", les quatre pays européens se situent donc sur leur tendance de long terme. Tous les quatre pays expérimentent ensuite une hausse de la composante conjoncturelle, celle-ci atteint un pic au troisième trimestre 2008 pour la France et l'Italie et vers le premier trimestre 2009 pour l'Allemagne et le Royaume-Uni. Celle-ci ensuite chute brutalement pour les quatre pays pour se retrouver à zéro à partir de 2010. Un constat partagé par Mitra et Sinclair (2012) qui montrent aussi que la "Grande Récession" a été capturé en partie par la composante conjoncturelle du PIB réel. En conclusion, la lecture des graphiques montrent que, durant les phases de récession, la composante structurelle du PIB réel baisse consécutivement aux chocs négatifs subis avant que la série observée ne converge vers la nouvelle valeur d'équilibre du PIB tendanciel. L'écart entre les deux séries qui correspond à la composante conjoncturelle va de fait se révéler positif durant cette phase. Cela nous amène à envisager une possible corrélation négative entre la composante conjoncturelle et structurelle du PIB réel.

8. Les récessions ou les phases du cycle qui vont du pic au creux sont calculés par l'Economic Cycle Research Institute (ECRI), les dates des différents pics et creux sont disponibles en Annexe.

9. Les récessions devraient donc être vues comme des chocs réels négatifs. On peut penser par exemple à des déformations sur les prix relatifs, notamment ceux de l'énergie.

10. Une observation en contradiction avec l'approche de type "*business cycle*" qui plaide plutôt en faveur d'une baisse.

2.2 Un PIB tendanciel et cyclique négativement corrélés

Comment comprendre cette corrélation négative? Face à un choc de productivité négatif qui fait baisser la valeur du PIB tendanciel, la série observée met du temps à s'ajuster à la nouvelle valeur d'équilibre du PIB potentiel. Le temps que la série observée atteigne la nouvelle valeur d'équilibre, on va donc observer une composante conjoncturelle positive durant les phases de récession. Ces trajectoires ostensiblement visibles au cours des récessions montrent que loin d'évoluer indépendamment PIB tendanciel et cycle seraient également reliés à court terme. Cette dépendance est confirmée par l'examen des corrélations reliant le cycle et la tendance $\sigma_{\eta_y \epsilon_y}$ qui ressortent significativement différentes de zéro pour l'ensemble de nos quatre pays. Les corrélations qui vont de -0,84 pour l'Allemagne et le Royaume-Uni jusqu'à -0,98 pour la France nous indiquent que le composante conjoncturelle et structurelle du PIB réel sont presque parfaitement négativement corrélés. Ces résultats demeurent proches d'autres études qui examinaient également la corrélation entre la tendance et le cycle pour le PIB réel. Ainsi une corrélation négative et significativement différente de zéro est également mise en évidence pour les Etats-Unis par Morley *et al.* (2003) et Sinclair (2009), pour le Canada par Basistha (2007) et pour les pays du G7¹¹ par Mitra et Sinclair (2012). Ces corrélations négatives mises en évidence pour les pays européens vont en contradiction avec l'absence de corrélation mise en évidence par Berger (2011) sur des données agrégées pour le PIB réel de la zone euro.

L'existence d'une telle corrélation remet en cause l'hypothèse de Clark (1987, 1989) qui imposait dans son modèle à composantes inobservées une corrélation nulle entre la composante structurelle et conjoncturelle du PNB américain. Clark reconnaissait que cette hypothèse d'indépendance était clairement forte et que l'on pouvait s'attendre à trouver une corrélation non nulle. Une corrélation qui pouvait se révéler positive ou négative. Pour Proietti (2006), l'existence d'une corrélation peut se comprendre comme une relation de causalité allant du cycle vers la tendance. Dans le cas d'une corrélation positive, il montrait qu'un choc négatif sur l'activité pouvait réduire l'investissement des entreprises, ce qui à long terme par l'effet accélérateur, réduit le stock de capital et la tendance de long terme de l'économie¹². Un autre mécanisme, générant une corrélation positive, évoqué par Muscatelli et Tirelli (2001), est la pro-cyclicité des dépenses de Recherche et Développement (R et D) qui affecte la croissance de long terme de l'économie. Autre exemple, une hausse des prix du pétrole réduit l'activité à court terme par le biais d'une consommation réduite des ménages et affecte à long terme le PIB tendanciel par la canal de l'investissement.

Les exemples précédents soulignent une relation positive entre tendance et cycle, toutefois on peut également s'attendre à une corrélation négative. En effet, Clark (1987) prend l'exemple d'une politique budgétaire soutenue qui augmente la demande agrégée à court terme mais réduit à un horizon plus lointain le stock de capital et par conséquent le PIB tendanciel. Une politique budgétaire expansionniste générant à plus long terme des taux d'intérêts réels plus élevés et une hausse des prélèvements obligatoires. Un raisonnement qui peut être étendu à la politique monétaire, le canal affectant le PIB tendanciel étant celui de l'incertitude créée par un choc monétaire de type inflationniste. Toujours dans le sens d'une causalité allant du cycle vers la tendance, Caballero et Hammour (1994) montrent que les récessions stimulent la croissance

11. Rappelons que les pays qui composent le G7 sont : l'Allemagne, le Canada, les Etats-Unis, la France, l'Italie, le Japon et le Royaume-uni

12. Un mécanisme analogue mis en avant aussi par Okun (1962) dans son papier original qui indique qu'une baisse temporaire du PIB réel va réduire l'investissement, ce qui contribue à faire vieillir le stock de capital de la nation et finit par conséquent à entraîner une diminution du PIB potentiel.

de la productivité en faisant disparaître les firmes les moins efficaces par des nouvelles firmes plus efficaces. Ces mouvements sont facilités pendant les récessions compte tenu du faible coût d'opportunité de la réorganisation de l'activité durant ces périodes.

2.2.1 L'hypothèse d'indépendance du cycle et de la tendance remise en cause

Les premiers modèles à composantes inobservées comme ceux de Harvey (1985, 1989) ou Clark (1987) ont cependant supposé l'absence de corrélation entre la tendance et la cycle laissant de côté d'éventuelles interactions malgré l'existence de solides preuves théoriques. Clark précisant qu'une telle corrélation doit malgré tout se trouver particulièrement faible et peut être bien approximée par une valeur nulle¹³. Afin de mieux justifier cette hypothèse forte, il montre que des mouvements de la demande agrégée liés, par exemple, à des variations de stock ou une hausse des dépenses publiques impactent peu la croissance potentielle de l'économie. De la même manière, des changements démographiques qui façonnent la trajectoire du PIB tendanciel ont peu d'impact sur la conjoncture. Malgré tout, nos résultats montrent que cette hypothèse semble bien trop restrictive. D'une part, les corrélations ressortent significativement différentes de zéro dans nos estimations. D'autre part, pour s'assurer de la pertinence de cette hypothèse nous estimons le modèle à composantes inobservées corrélées en imposant une contrainte : une corrélation parfaitement négative, $\rho_{\eta_y \epsilon_y} = -1$, entre les composantes structurelles et conjoncturelles du PIB réel. Si nous comparons les résultats avec le modèle non contraint à l'aide d'un test du ratio de vraisemblance avec une contrainte, nous obtenons un ratio de 1,85 et une p-value de 0,17 pour la France, un ratio de 0,15 et une p-value de 0,69 pour l'Allemagne, un ratio de 2,43 et une p-value de 0,12 pour l'Italie et un ratio de 0,11 et une p-value de 0,73 pour le Royaume-Uni. On ne peut rejeter l'hypothèse nulle $\rho_{\eta_y \epsilon_y} = -1$ pour l'Allemagne, la France et l'Italie, le Royaume-Uni au seuil de 5%. L'existence d'une corrélation parfaitement négative qui ne peut être rejeté entre les innovations structurelles et conjoncturelles du PIB réel montre que l'hypothèse d'une corrélation nulle d'Harvey (1985) et de Clark (1987) n'est plus pertinente.

Cette corrélation négative entre les composantes structurelles et conjoncturelles nous renforcent dans notre intuition que la composante conjoncturelle traduit l'ajustement de la série observée aux nouvelles valeurs d'équilibre du PIB potentiel. L'importance des chocs réels et les graphiques soulignent ici que la corrélation négative s'apprécie plutôt dans le sens d'une causalité allant de la tendance au cycle. L'idée originellement émise par Stock et Watson (1988) et reprise également par Morley *et al.* (2003) suite à leur résultats est d'interpréter la composante conjoncturelle du PIB comme l'ajustement de la série observée aux mouvements de la tendance. Par exemple, un choc de productivité ou de technologie positif pousse à la hausse le sentier de long terme du PIB tendanciel laissant un certain temps la série observée en dessous de la nouvelle tendance de long terme. La série observée finit par rattraper à terme le valeur d'équilibre du PIB potentiel. De fait, ce choc positif sur le PIB tendanciel entraîne une composante conjoncturelle négative et par conséquent une corrélation négative entre la tendance et le cycle. Nous notons que l'ajustement aux nouvelles valeurs d'équilibre du PIB tendanciel n'est pas donc pas immédiat.

De nombreuses explications existent pour tenter de comprendre pourquoi la série met du temps à s'ajus-

13. Imposer une corrélation nulle permet également de garantir le modèle de Clark (1987) identifié. Son modèle diffère du nôtre car il autorise la constante à évoluer comme une marche aléatoire alors que nous supposons une constante qui est déterministe.

ter aux chocs qui façonnent la tendance de long terme de l'économie. Parmi les explications possibles de l'ajustement plus ou moins lent on trouve l'existence de rigidités nominales ou des délais de construction à la mise en place du nouveau capital. L'existence de rigidités nominales, caractéristiques des modèles Néo-Keynésiens tel que celui proposé par Gali (1999), implique qu'un choc de technologie positif réduit à court terme l'utilisation du facteur travail sous la forme d'une réduction des heures travaillées et du niveau d'emploi. Les firmes étant plus productives, elles peuvent produire plus de biens et services avec moins de travail. La demande agrégée demeure constante car l'offre réelle de monnaie reste constante compte tenu de la rigidité des prix tandis que le PIB réel augmente suite au choc. Par la suite, les firmes ajustent leur prix à la baisse¹⁴ permettant une augmentation de l'offre réelle de monnaie et par conséquent de la demande agrégée. L'emploi revenant quant à lui à son niveau initial. Une autre interprétation, inspirée de la théorie des cycles réels (*Real Business Cycles*), proposée par Morley (2007) est que face à un choc de technologie positif, le PIB réel ne s'ajuste pas immédiatement car cela prend du temps pour produire du nouveau capital. Kydland et Prescott (1982) défendent l'idée que l'existence de délais de constructions joue un rôle crucial pour expliquer les fluctuations du PIB réel. Ils proposent un modèle d'équilibre général où la production de nouveau capital s'effectue sur plusieurs périodes, de fait, l'ajustement du PIB réel n'est pas immédiat face aux chocs réels frappant l'économie. Un choc de productivité positif frappant l'économie fait augmenter le PIB potentiel. Ce qui requiert donc que l'économie dispose d'un stock de capital qui soit désormais plus élevé. L'ajustement de l'économie ne va donc pas être immédiat car cela nécessite de nouveaux investissements pour produire le nouveau stock de capital. Au fur et à mesure des investissements, l'économie va finir par se rapprocher de ses nouvelles valeurs d'équilibre. Le cycle économique correspond tout simplement aux ajustements du PIB réel aux nouvelles valeurs d'équilibre.

2.3 Des délais d'ajustement variables selon les pays

Une mesure de l'ajustement consiste à regarder la somme des paramètres autorégressifs de la composante conjoncturelle dans le tableau 1. Les paramètres autorégressifs illustrant la dynamique de la composante conjoncturelle. Cette mesure de l'ajustement varie selon les pays et va d'un minimum de 0,59 pour le Royaume-Uni à un maximum de 0,73 pour la France. Au vu de ces estimations, nous voyons que l'ajustement aux nouvelles valeurs d'équilibre du PIB tendanciel est assez rapide au Royaume-Uni et Italie mais plus lent en France. A titre d'illustration, si nous regardons les données concernant la "Grande Récession", considéré comme un choc de nature permanente sur le PIB réel, nous voyons à la lecture du graphique 11 que l'ajustement de la série observée au PIB potentiel est plus rapide au Royaume-Uni qu'en France.

Pour l'ensemble des pays, les processus autorégressifs de la composante conjoncturelle ont des racines complexes suggérant la présence d'un cycle de nature périodique¹⁵. Un résultat assez surprenant car nous avons vu précédemment que la composante conjoncturelle de nos estimations ne recouvrait pas vraiment la notion traditionnelle de cycle. A l'aide de ces racines complexes nous sommes en mesure de calculer la durée moyenne du cycle. La durée moyenne du cycle pour un processus AR(2) va correspondre à :

14. Le coût marginal étant plus bas grâce à la hausse de la productivité.

15. Rappelons que le modèle CIC ne requiert pas obligatoirement que le cycle soit périodique.

$$T_0 = \frac{2\pi}{\cos^{-1}[a/2\sqrt{-b}]} \quad (7)$$

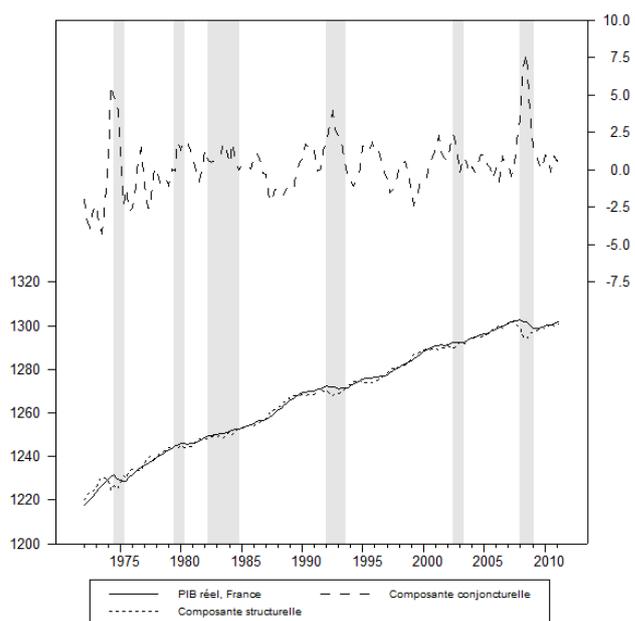
où T_0 correspond à la longueur moyenne du cycle exprimé en trimestres tandis que a et b sont les racines du polynôme associé au processus AR(2). Nous obtenons un cycle d'une durée relativement courte confirmant notre première inspection visuelle. L'Italie et le Royaume-Uni présentent un cycle d'une longueur de près de 10 trimestres, ce qui est équivalent à une durée de 2,4 ans. L'Allemagne présente une durée légèrement plus longue de son cycle : 14 trimestres soit 3,4 ans. La France, diffère grandement des autres pays avec une durée estimée à 13 années, ce qui n'est pas du tout en accord avec l'inspection visuelle de sa composante conjoncturelle.

Il semble que le découpage expansion/récession proposé par l'ECRI ne s'accorde pas avec la durée moyenne du cycle de la composante conjoncturelle issue du modèle CIC. D'après le tableau 11, la durée entre deux pics correspond à un nombre d'années qui demeure largement supérieur à deux années. Le découpage ECRI, proche de la méthodologie employée par le NBER pour calculer les récessions américaines, peut être vu comme un cycle des affaires ou "*business cycles*" standard. Ce dernier se caractérise par des longues phases d'expansion entrecoupés de phases courtes de récessions. A l'origine, ces découpages ne nécessitent pas de l'estimation d'une tendance, les phases de récession se caractérisant pas des baisses du volume de production et de l'emploi. Mais un économie peut connaître de phases de ralentissement prolongés, qui se traduisent non par des déclin du niveau de la production mais de la croissance qui reste positive. De fait, l'économie peut enregistrer de périodes de profonds ralentissement pendant que l'activité continue à augmenter sous l'effet de la productivité et de la démographie croissante. D'où l'apparition d'un découpage "*growth cycle*" qui traduit mieux ces phases d'accélération et de décéléation de l'activité autour d'une tendance croissante. Clairement, les récession impliquent des ralentissements, mais tous les ralentissement n'impliquent pas des récessions. Les phases de "*growth cycle*" vont être plus nombreuses que les phases de "*business cycles*"¹⁶. La composante conjoncturelle va s'apparier plus facilement avec découpage "*growth cycle*" tel que celui proposé par l'OCDE.¹⁷ Le graphique 13 présenté en Annexe montre la composante conjoncturelle de chacun de nos pays avec son découpage "*growth cycle*" associé. Le cas de la France et de l'Italie est éclairant. Nous voyons ainsi que la composante conjoncturelle, dans son mouvement du pic vers le creux, s'accorde bien avec les phases de baisse de l'activité proposé par le découpage. L'appariement correct du cycle avec le découpage vient corroborer nos premiers commentaires sur l'importance des chocs de demande agrégée dans les fluctuations du PIB réel en France et en Italie.

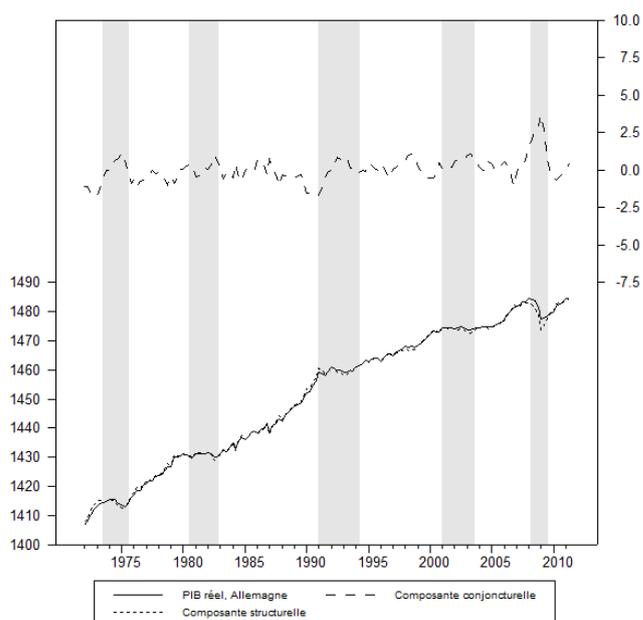
16. Pour une discussion plus approfondie et complète sur les différences entre les deux découpages, on pourra se référer à Zarnowitz et Ozyildirim (2006).

17. L'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE) propose un découpage "*growth cycle*" basé pour chacun des pays membres sur une batterie d'indicateurs macroéconomiques et sectoriels.

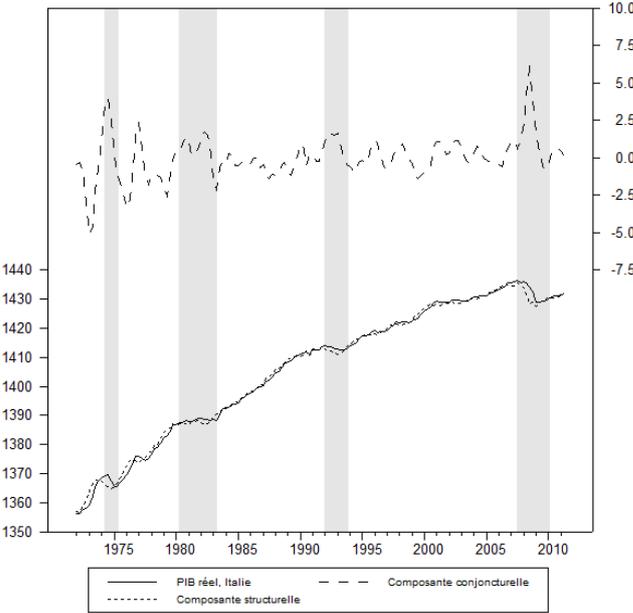
Graphique 3 – PIB réel et composantes conjoncturelle et structurelle en France



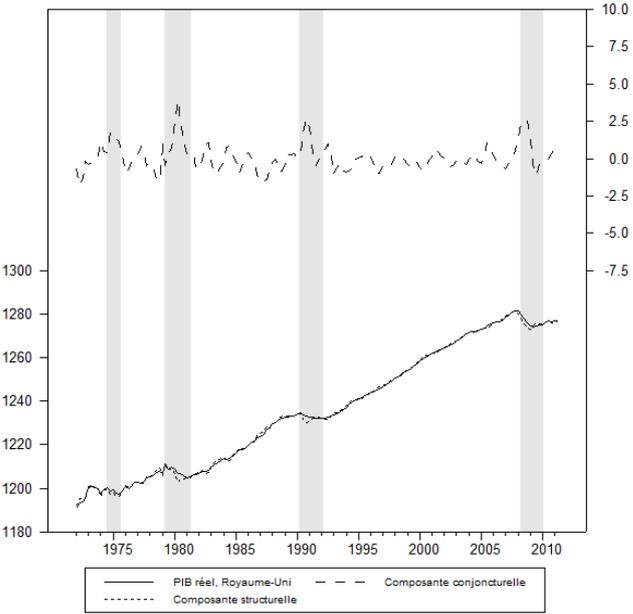
Graphique 4 – PIB réel et composantes conjoncturelle et structurelle en Allemagne



Graphique 5 – PIB réel et composantes conjoncturelle et structurelle en Italie



Graphique 6 – PIB réel et composantes conjoncturelle et structurelle au Royaume-Uni



3 Un taux de chômage naturel volatil

3.1 Résultats sur le taux de chômage

Les estimations¹⁸ du taux de chômage naturel présentés dans les graphiques 7-10 et montrent un taux de chômage naturel extrêmement variable très similaire à la série observée. Ces estimations soulignent que le taux de chômage naturel est très volatil à court terme est qu’il ne peut se résumer à une simple constante¹⁹. Si nous focalisons notre attention sur les récessions, nous voyons qu’elles sont associées à des hausses permanentes du taux de chômage plutôt que de hausses temporaires comme on pourrait s’y attendre. A la manière du PIB réel, nous voyons aussi que l’écart-type de la composante structurelle excède celui de la composante conjoncturelle.

Si nous examinons le ratio $\sigma_{\eta_u}/\sigma_{\epsilon_u}$, nous voyons que ce dernier demeure légèrement supérieur à l’unité pour nos quatre pays. Cependant, ces ratios sont beaucoup moins importants que pour le PIB réel. Ces éléments tendent à souligner donc une certaine importance des chocs de demande agrégée dans les mouvements du taux de chômage. Cela peut aussi impliquer que l’ajustement aux nouvelles valeurs d’équilibre du taux de chômage naturel prend plus de temps que sur le marché des biens et services.

3.2 L’existence de l’hystérèse en Europe

Le modèle CIC autorise un dépendance entre la tendance et le cycle par le biais d’une corrélation $\sigma_{\eta_u \epsilon_u}$ qui n’est pas contrainte à zéro. Le signe et la valeur de la corrélation nous autorise à “tester” certaines théories macroéconomiques du marché du travail. Nous pouvons, par exemple, discuter de l’existence de l’hystérèse²⁰ sur les marchés du travail européens. Ce principe, présenté la première fois par Blanchard et Summers (1986), repose sur l’idée qu’un choc de nature temporaire sur le taux de chômage va devenir persistant et faire augmenter de manière permanente le taux de chômage. Pour expliquer le mécanisme de transmission, Blanchard et Summers mettent en avant deux canaux : un premier canal inspiré du modèle “insiders-outsiders” et un second canal basé sur la capital humain. Dans le modèle insiders-outsiders, l’hystérèse découle du mode de formation des salaires. Les *insiders*, les salariés en place dans l’entreprise, peuvent être indifférents aux sort des chômeurs, les *outsiders*. Après un chocs temporaire négatif et lorsque l’activité repart, les *insiders* peuvent faire pression sur les employeurs pour réclamer des hausses de salaires réels. Des hausses qui se font au détriment d’un accroissement de l’emploi ce qui entraîne une hausse du chômage. L’autre canal, basé sur le capital humain des salariés, montre qu’une augmentation temporaire du chômage va accroître la part des chômeurs de longue durée. Si ces derniers se découragent et recherchent de façon moins active un emploi, leur employabilité se dégrade au cours de temps rendant la hausse du chômage permanente. Dans la mesure où une hausse temporaire du chômage se traduit par une hausse permanente du taux de chômage. Enfin, un mécanisme évoqué également par Clark (1987, 1989), une baisse temporaire de l’activité réduit l’investissement des entreprises et à long terme le stock de capital du pays, ce qui pèse

18. Notons que des estimations préliminaires ont montré que l’inclusion d’une constante dans la composante structurelle du taux de chômage se révélait fortement non significative. De fait, la constante n’est pas incluse dans le modèle présenté. Il s’agit donc d’une marche aléatoire sans constante.

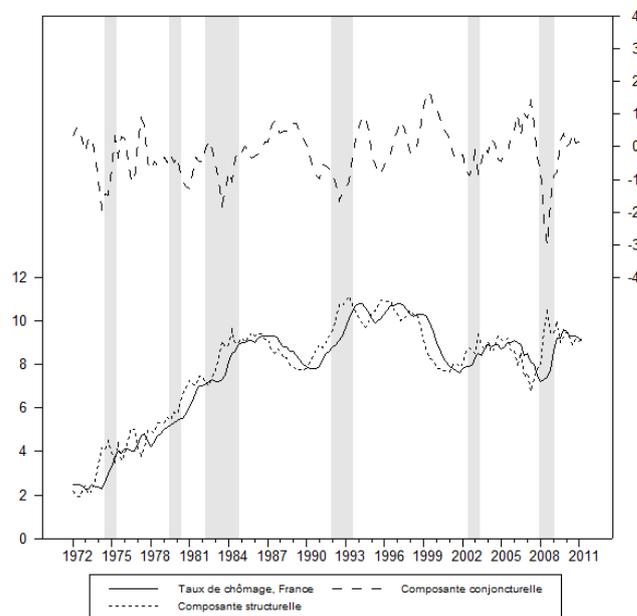
19. Ces résultats rejoignent des travaux comme ceux de King et Morley (2007) qui montrent à l’aide d’un VAR trivarié (PIB réel, inflation, chômage) que le taux de chômage naturel présente autant de volatilité que la série observée. Les mouvements du taux de chômage naturel prenant leur source dans des chocs sectoriels.

20. Pour une présentation littérale de l’hystérèse, le lecteur intéressé pourra se référer à Gautié (2009)

négativement sur la demande de travail des firmes. De fait, l'existence de l'hystérèse va impliquer une corrélation positive entre le taux de chômage naturel et le chômage cyclique

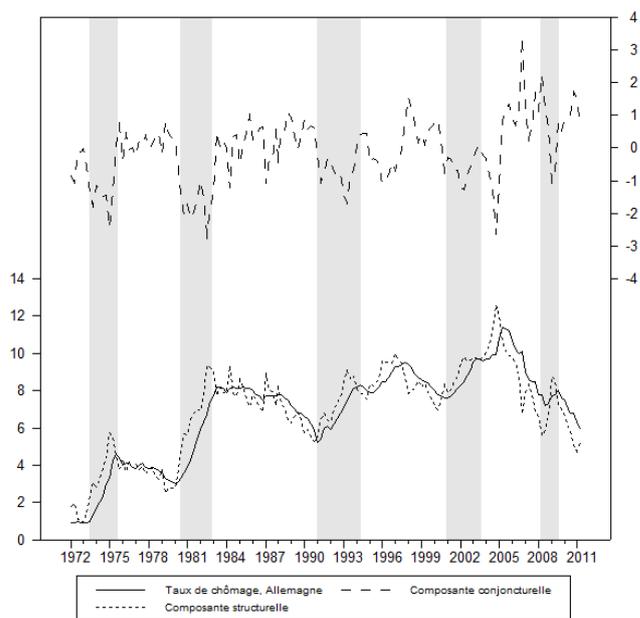
La corrélation entre les composantes structurelles et conjoncturelles du taux de chômage se révèle négative et significativement différente de zéro, en effet, on voit que l'on obtient une corrélation très proche de -1 pour les quatre pays considérés. Pour valider la pertinence de cette hypothèse, nous testons un modèle avec la contrainte suivante : $\rho_{\eta_u \epsilon_u} = -1$. Si nous comparons nos résultats avec le modèle non contraint, nous obtenons les résultats suivants : un ratio de 0,22 et une p-value de 0,64 pour la France, un ratio de 0,86 et une p-value de 0,35 pour l'Allemagne et un ratio de 0,28 et une p-value de 0,60 pour l'Italie. De fait, nos estimations montrent que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle que les composantes conjoncturelles et structurelles du taux de chômage sont parfaitement négativement corrélées²¹. Cette corrélation négative, de la même manière que le PIB réel, montre que l'on peut clairement rejeter l'hypothèse d'indépendance entre le taux de chômage naturel et le chômage cyclique. La présence d'une corrélation négative entre la tendance et le cycle pour le taux de chômage de quatre grands pays européens peut s'interpréter comme l'absence d'hystérèse.

Graphique 7 – Chômage et composantes conjoncturelle et structurelle en France

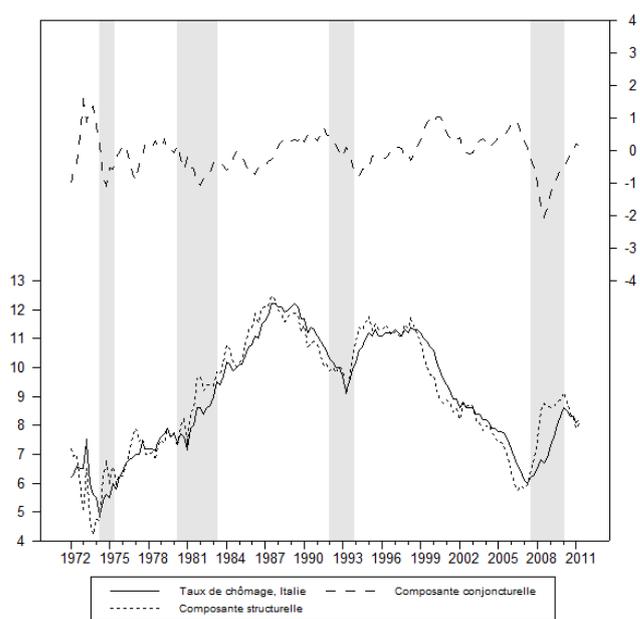


21. Pour le Royaume-Uni, les estimations du modèle contraint restent délicates ; néanmoins la corrélation estimée (-0,99) montre que la tendance et le cycle sont quasiment parfaitement corrélés.

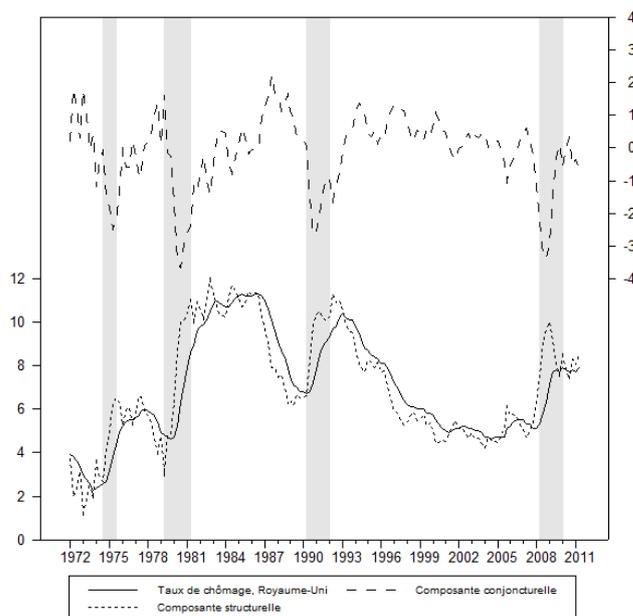
Graphique 8 – Chômage et composantes conjoncturelle et structurelle en Allemagne



Graphique 9 – Chômage et composantes conjoncturelle et structurelle en Italie



Graphique 10 – Chômage et composantes conjoncturelle et structurelle au Royaume-Uni



Nous savons que Berger (2011) dans son modèle à composante inobservables corrélées concluait également à l'absence de corrélation positive, suggérant que les effets d'hystérèse demeurent peu pertinent pour décrypter les fluctuations du taux de chômage dans les pays européens. En revanche, Pérez-Alonso et Di Sanzo (2011) concluent à la présence d'hystérèse dans le chômage français et italien dans un modèle à composantes inobservées avec présence de non-linéarité. Une corrélation négative qui, de la même façon que pour le PIB réel, peut être interprété dans le sens d'une relation causale où la série observée ne s'ajuste pas immédiatement au chocs frappant de manière fréquente le taux de chômage naturel. Comment comprendre ici les difficultés de l'ajustement aux chocs? On peut se référer à l'analyse de Black (1987) qui construit un modèle de cycle réels avec l'introduction de plusieurs secteurs productifs. Dans ce modèle théorique, l'existence de plusieurs secteurs est primordial car elle permet de mettre en lumière les ressorts du chômage. Black pose comme hypothèse que au sein de chaque secteur, le capital humain comme physique atteint un degré élevé de spécialisation. Les chocs de technologie frappant l'économie vont requérir des déplacements en travail et en capital des secteurs en déclin vers les secteurs en expansion. Comme chaque secteur est spécialisé, l'ajustement entre secteurs n'est donc pas immédiat. Le capital humain des travailleurs des secteurs en déclin n'étant pas forcément valorisable et transférable dans les secteurs en expansion.

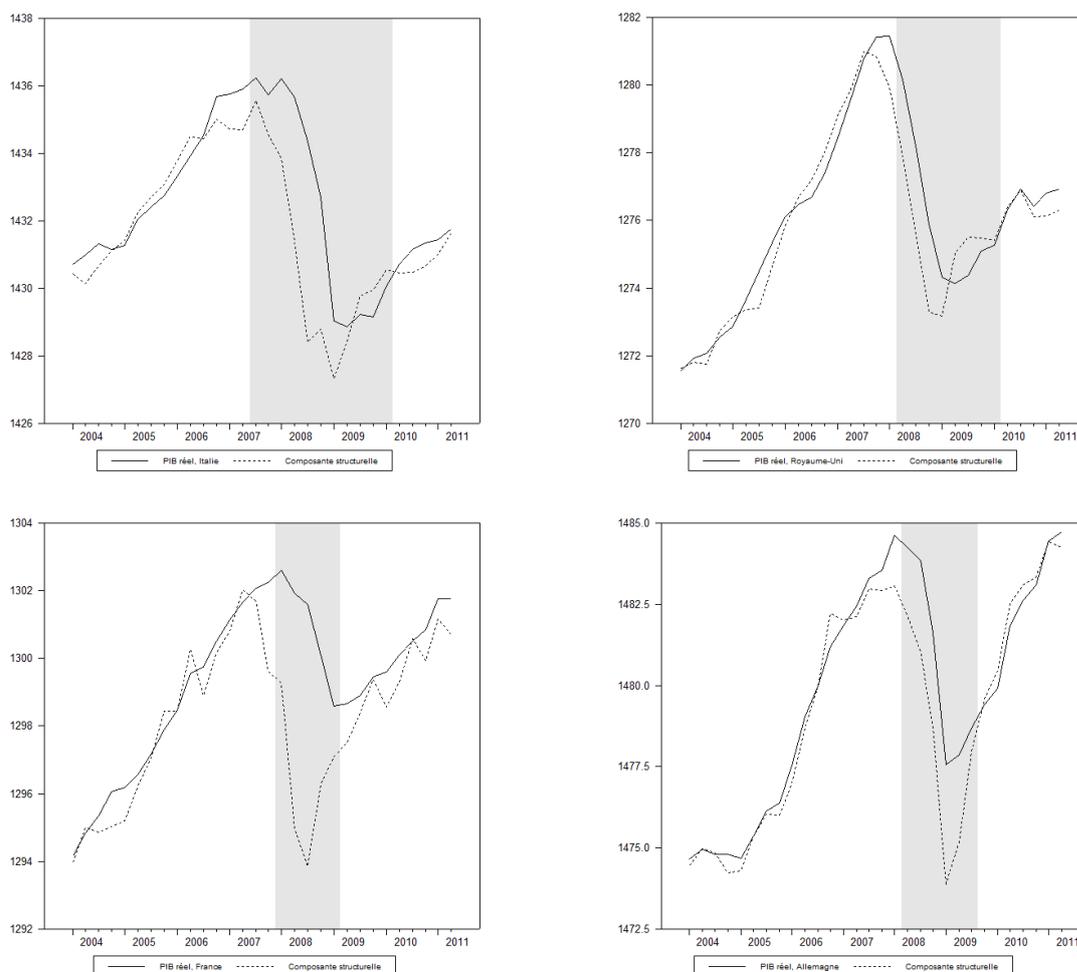
3.3 Un ajustement plus lent que sur le marché des biens et services

Si nous reprenons les éléments de base de la théorie des cycles réels, l'ajustement prend sa source pour le PIB réel dans les délais de construction du capital physique et pour le chômage dans la degré de spécificité de chaque secteur en capital humain. Nous pouvons nous demander si l'ajustement du chômage est identique au PIB réel en terme de durée. Une observation des paramètres autorégressifs de la composante conjoncturelle du taux de chômage nous indique que non. Pour l'ensemble de nos quatre pays, il ressort que la persistance,

mesurée par la somme des paramètres autorégressifs, est plus élevé pour le chômage. Prenons, par exemple, le cas du Royaume-Uni où nous voyons que la persistance du chômage (0,77) excède bien celle du PIB réel (0,59). L'ajustement aux nouvelles valeurs d'équilibre du taux de chômage naturel prend plus temps que l'ajustement observé sur le marché des biens et services.

L'ajustement sur le marché du travail diffère nettement de celui des biens et services. De plus, nous nous demandons si la composante conjoncturelle du chômage dispose elle aussi d'une cycle de nature périodique. Or, pour l'Allemagne²², l'Italie et le Royaume-Uni, il apparaît que leur processus AR(2) ne dispose pas de racines complexes. Cela illustre en effet que ici la composante conjoncturelle prend plus la forme d'un ajustement aux valeurs d'équilibre plutôt que des fluctuations régulières autour d'un taux de chômage naturel fixe. En fait, seule la France²³ dispose de racines complexes dans son processus autorégressif. D'après nos calculs, la durée moyenne du cycle atteint plus de 23 trimestres, ce qui est équivalent à 5,8 années. Une durée de cycle qui est moins longue que pour le PIB réel.

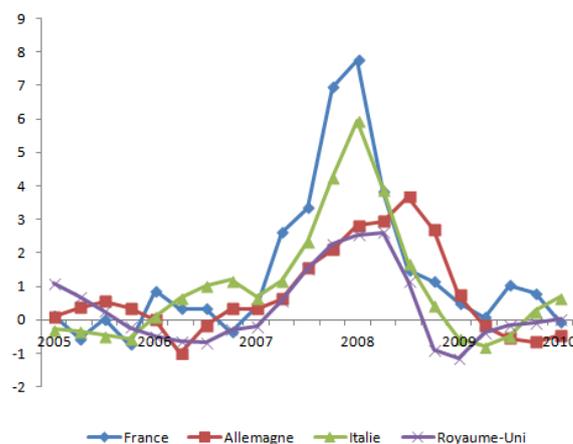
Graphique 11 – PIB tendanciel et PIB réel observé au cours de la “Grande Récession”



22. Nous remarquons que le second coefficient AR n'est pas significatif pour ce pays.

23. La France est donc le seul pays parmi les quatre à avoir un cycle qui soit périodique à la fois pour le taux de chômage et le PIB réel.

Graphique 12 – Composante conjoncturelle du PIB réel entre 2005 et 2010



4 Les corrélations reliant le PIB réel et le chômage

4.1 La loi d'Okun dans le modèle à composantes inobservées corrélées

Nous nous intéressons dans un premier temps à la corrélation reliant les composantes conjoncturelles du PIB réel et du chômage, cette corrélation dénotée $\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$ va nous renseigner dans la manière où l'écart de production (composante conjoncturelle du PIB réel) interagit avec le chômage cyclique. Les résultats des différentes corrélations sont présentées dans le tableau 1. Nous remarquons que ces corrélations sont dans l'ensemble négatives confirmant bien l'intuition d'une relation négative entre les écarts du PIB réel et du chômage à leur tendance. Néanmoins la corrélation n'a pas la même importance selon les pays. Nous observons effectivement une corrélation élevée pour le Royaume-Uni (-0,96) proche de celle trouvée par Sinclair pour les Etats-Unis (-0,98), plus basse en valeur absolue pour la France et l'Italie (-0,68 et -0,66) et très faible en Allemagne (-0,22) où elle ressort non significative. Une interprétation usuelle pour expliquer l'hétérogénéité des corrélations, similaire à celle de Moosa (1997) et de Sögner et Stiassny (2002), repose sur la flexibilité ou la rigidité des différents marchés du travail. Plus précisément, la corrélation élevée trouvée pour le Royaume-Uni par rapport aux trois autres pays européens²⁴ indique une sensibilité plus forte du marché du travail à la conjoncture. Le degré de flexibilité du marché du travail tend à se refléter dans la valeur des corrélations $\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$: forte dans les pays anglo-saxons et relativement faible dans les autres pays. Remarquons le cas particulier de l'Allemagne où malgré un indice EPL similaire à celui de la France et de l'Italie nous observons que la corrélation est trois fois moins élevée que par rapport à ces deux pays.

Comme nous ne pouvons pas directement comparer les corrélations avec les coefficients de la littérature, nous décidons de suivre la méthodologie proposée par Sinclair (2009) afin de calculer les coefficients d'Okun propres à chaque pays afin de les comparer ensuite avec les coefficients estimés dans la littérature. Rappelons

24. L'indice synthétique EPL (Employment Protection Legislation) construit l'OCDE qui mesure la restriction sur la protection de l'emploi donne une idée sur la nature flexible ou rigide du marché du travail. Un indice faible indique une faible réglementation sur le licenciement et l'embauche de travailleurs, et vice versa. Le Royaume-Uni présente l'indice le plus faible (1,09) tandis que l'Allemagne, la France et l'Italie présentent un indice plus élevé (respectivement : 2,63, 3 et 2,58).

que une manière standard d'estimer le coefficient d'Okun d'après Fouquau (2008) est :

$$c_{yt} \equiv y_t - \tau_{yt}$$

$$c_{ut} \equiv u_t - \tau_{ut}$$

$$c_{yt} = \alpha c_{ut} + v_t \tag{8}$$

où v_t représente une variable aléatoire distribué selon une loi Normale capturant le terme d'erreur, tandis que α représente le coefficient d'Okun associé aux mouvements conjoncturels du chômage et du PIB réel. Nous nous attendons à trouver un coefficient d'Okun qui soit négatif ($\alpha < 0$). Rappelons que Okun (1962) trouvait un coefficient pour l'économie américaine d'environ 3. Un ratio qui d'après Freeman (2001) a évolué pour atteindre aujourd'hui 2. Afin de comparer nos résultats avec les autres coefficients trouvés dans la littérature, nous devons dans un premier temps nous assurer que le PIB réel et le taux de chômage s'ajuste de manière similaire. Exprimé de manière plus formelle cela revient à tester que les paramètres autorégressifs sont les mêmes pour la composante conjoncturelle du PIB réel et du taux de chômage. De fait, nous réestimons le modèle CIC en imposant les deux restrictions suivantes : $\phi_{1y} = \phi_{1u}$ et $\phi_{2y} = \phi_{2u}$. Si nous effectuons cette estimation et comparons avec le modèle non contraint, nous obtenons respectivement les valeurs du test du ratio de vraisemblance avec deux restrictions qui sont les suivantes : 1,15 et une p-value de 0,56 pour la France, 1,96 et une p-value de 0,37 pour l'Allemagne, 1,37 et une p-value de 0,50 pour l'Italie et un ratio de 4,31 et une p-value de 0,12 pour le Royaume-Uni. Ces résultats montrent clairement que l'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle que $\phi_{1y} = \phi_{1u}$ et $\phi_{2y} = \phi_{2u}$ pour nos quatre pays. La p-value apparaît la plus faible, bien que non significative, pour le Royaume-Uni. Nous pouvons donc remplacer dans l'équation (8) les composantes conjoncturelles du PIB réel et du chômage par leurs innovations. Nous récrivons cela de la façon suivante :

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) c_{ut} = \epsilon_{ut}$$

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) c_{yt} = \epsilon_{yt}$$

$$\epsilon_{yt} = \alpha \epsilon_{ut} + (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) v_t \tag{9}$$

où L correspond à l'opérateur retard. L'équation (9) indique que l'ensemble des chocs conjoncturels affectant le PIB affecte également le taux de chômage. Utiliser les innovations pour estimer le coefficient

d'Okun est similaire à Blanchard (1989) qui le calcule à l'aide de la forme réduite d'un modèle VAR²⁵. Cette façon d'estimer la loi d'Okun diffère donc des méthodes traditionnelles consistant à régresser le PIB réel sur le chômage à l'aide de série "détrendées" par un filtre statistique ou en premières différences. Pour déterminer la valeur du coefficient d'Okun α , nous avons supposé que les innovations étaient des variables distribués autour d'une loi Normale de moyenne zéro. Nous multiplions les deux membres de l'équation (8) par ϵ_{ut} et par l'opérateur Espérance, nous avons :

$$\epsilon_{ut}\epsilon_{yt} = \alpha\epsilon_{ut}\epsilon_{ut} + \epsilon_{ut}v_t \quad (10)$$

$$E(\epsilon_{ut}\epsilon_{yt}) = \alpha E(\epsilon_{ut}\epsilon_{ut}) + \epsilon_{ut}v_t \quad (11)$$

où E représente l'opérateur Espérance. Nous obtenons ainsi : $\alpha = \sigma_{\epsilon_y\epsilon_u}/\sigma_{\epsilon_u}^2$ que nous pouvons écrire d'une autre façon : $\alpha = \rho_{\epsilon_y\epsilon_u}\sigma_{\epsilon_u}/\sigma_{\epsilon_y}$.

Tableau 2 – Estimation des coefficients d'Okun

	Allemagne	France	Italie	R-U
Composantes inobservées corrélées	-0,22 (0,14)	-1,93 (0,59)	-2,19 (0,73)	-0,89 (0,24)
Filtre Hodrick-Prescott	-1,78 (0,14)	-1,66 (0,14)	-0,85 (0,26)	-1,44 (0,13)
Filtre Baxter-King	-1,86 (0,14)	-1,72 (0,14)	-1,14 (0,26)	-1,46 (0,13)
Premières différences	-1,32 (0,29)	-0,52 (0,29)	-0,21 (0,28)	-1,18 (0,29)

Note : Les écarts-types des coefficients sont donnés entre parenthèses.

L'estimation des coefficients d'Okun, présentés dans le table 2 offre des résultats différents selon les pays et confirment l'hétérogénéité des corrélations constaté précédemment. Nous voyons que en France, une diminution de 1% du chômage conjoncturel est accompagné par une hausse de 1,9% du PIB cyclique, en Italie, cette hausse se révèle encore plus forte et s'établit à environ 2,2%²⁶. Ces estimations contrastent fortement avec les coefficients nettement plus faibles trouvés pour le Royaume-Uni : -0,89 et l'Allemagne :-

25. Blanchard (1989) estime une relation d'Okun sous la forme suivante : $\epsilon_{ut} = \alpha\epsilon_{yt} + v_t$. Dans son modèle, Blanchard cherche à mettre en adéquation la réaction de variables macroéconomiques importantes (PIB réel, taux de chômage, déflateur du PIB, salaire nonimiaux et masse monétaire) suite à des chocs de demande et d'offre avec la théorie keynésienne standard.

26. L'autre coefficient d'Okun aussi utilisé $\lambda = \rho_{\epsilon_y\epsilon_u}\sigma_{\epsilon_u}/\sigma_{\epsilon_y}$ mesure quant à lui l'impact du PIB réel sur le chômage. Notons que ce coefficient λ va se trouver être différent de $1/\alpha$ si les composantes conjoncturelle du PIB réel et du chômage ne sont pas parfaitement corrélées, voir à ce sujet la discussion dans Plosser et Schwert (1979). Par exemple, pour le cas de la France, nous obtenons un coefficient $\lambda = -0,24(0,07)$ bien différent de l'inverse du coefficient α qui est de -0,52. En effet, imposer la restriction $\rho_{\epsilon_y\epsilon_u} = -1$ entraîne un modèle où la logvraisemblance est égal -42,11. Ce qui implique un ratio du test de vraisemblance de 5,61. Avec une restriction, cela donne une p-value de 0,02, nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle que les composantes conjoncturelles du PIB et du chômage sont parfaitement négativement corrélés pour la France.

0,20. Cela revient à dire que outre-Rhin une baisse de 1% du chômage conjoncturel correspond à une hausse de 0,2% de la composante conjoncturelle du PIB réel. L'Italie et la France possèdent donc un coefficient proche de celui qui généralement trouvé dans la littérature. La France et l'Italie²⁷ semblent donc être caractérisés par une relation d'Okun "traditionnelle" où les mouvements de l'activité sont plus élevés que les mouvements de l'emploi²⁸. On voit bien en effet que dans ces deux pays le ratio $\sigma_{\epsilon_y}/\sigma_{\epsilon_u}$ se trouve être bien supérieur à l'unité.

Nous remarquons que pour l'Allemagne avec une p-value de 0,13, le coefficient d'Okun ne ressort pas significativement différent de zéro, confirmant ainsi la corrélation $\rho_{\epsilon_y\epsilon_u}$ non significative trouvée auparavant. Pour approfondir notre analyse, nous estimons un modèle avec comme restriction une corrélation $\rho_{\epsilon_y\epsilon_u} = 0$. Nous ne pouvons pas rejeter cette hypothèse nulle, le test statistique du ratio de vraisemblance est de 0,49 avec une p-value de 0,48. Les autres paramètres de ce modèle contraint demeurent robustes à cette restriction. L'absence de relation d'Okun "traditionnelle" outre-Rhin rentre en contradiction avec les estimations réalisées avec les filtres HP et BP. Concernant le Royaume-Uni, nous obtenons un coefficient de -0,89 qui bien que significatif est loin du consensus exprimé autour du ratio de 2. Le Royaume-uni apparaît ici comme un cas intermédiaire entre d'un côté l'Allemagne et de l'autre côté la France et l'Italie.

Pour conclure cette section, nous voyons que la France et l'Italie surgissent comme des économies où les chocs de demande agrégé font varier le PIB réel et le taux de chômage dans des directions opposées conformément à l'interprétation habituelle de la loi d'Okun. Compte tenu de l'importance du coefficient d'Okun dans ces deux pays, la réduction du chômage et son gain associé en terme d'activité peut donc s'apparenter à un choix économique crédible et pertinent pour les responsables de la politique macroéconomique. Enfin, en Allemagne le modèle CIC tend à souligner l'absence de relation d'Okun entre le chômage et le PIB réel.

4.2 Une relation négative entre le taux de chômage naturel et le PIB tendanciel

De la même manière que nous avons estimé le coefficient d'Okun "traditionnel", nous allons examiner maintenant la relation entre les composantes structurelles du PIB réel et du taux de chômage. Une première étape est d'examiner la corrélation $\rho_{\eta_y\eta_u}$ pour les quatre pays. Nous observons que les quatre corrélations ressortent significatives, nous voyons que pour l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni ces corrélations se révèlent négatives et fortes (supérieures à 0,5). En revanche pour l'Italie, la corrélation demeure faible et moins élevé en valeur absolue que la corrélation reliant les composantes conjoncturelles. En plus des commentaires sur la corrélation, nous pouvons également calculer le coefficient reliant les innovation structurelle du PIB réel et du chômage en l'écrivant comme :

$$\tau_{yt} = \beta\tau_{ut} + v_t \quad (12)$$

où β va correspondre au coefficient d'Okun "structurel". De la même manière que nous avons identifié α le coefficient d'Okun conjoncturel par $\alpha = \rho_{\epsilon_y\epsilon_u}\sigma_{\epsilon_u}/\sigma_{\epsilon_y}$, nous pouvons identifier le coefficient d'Okun

27. Nous remarquons qu'en Italie les estimations traditionnelles (premières différence et filtre statistique) sous-estiment largement, en valeur absolue, le coefficient d'Okun.

28. La loi d'Okun implique que compte tenu du *labour hoarding* les variations du PIB réel ne sont pas entièrement réparti sur l'emploi et les heures travaillées.

structurel par $\beta = \rho_{\eta_y \eta_u} \sigma_{\eta_y} / \sigma_{\eta_u}$. Nous obtenons ainsi les résultats²⁹ suivants : un coefficient de 1,82(0,59) pour la France, un coefficient de -1,44(0,19) pour le Royaume-Uni³⁰, un coefficient de -1,35(0,21) pour l’Allemagne et un coefficient de - 0,92(0,39) pour l’Italie. Le coefficient d’Okun structurel tout comme celui conjoncturel présente une certaine hétérogénéité entre pays. Nous remarquons que comme pour le cas des Etats-Unis analysés par Sinclair (2009), le Royaume-Uni et l’Allemagne présentent un coefficient d’Okun structurel qui est plus élevé en valeur absolue que le coefficient d’Okun traditionnel³¹. Ainsi, le coefficient β se trouve être 1,6 fois plus élevé en valeur absolue que le coefficient α pour le Royaume-Uni. Le cas de l’Allemagne est encore plus frappant avec un coefficient structurel six fois plus élevé que le coefficient conjoncturel. Ces résultats ne nous surprennent pas. Notre modèle CIC montre que l’essentiel des mouvements du PIB réel et du taux de chômage est attribuable à la composante structurelle pour ces deux pays.

Concernant la France, les coefficients d’Okun conjoncturel et structurel demeurent relativement voisins comme c’était déjà le cas pour les corrélations. La encore, on peut rapprocher ce résultat avec le fait que les composantes conjoncturelle et structurelle sont quasiment similaires. Pour l’Italie, nous obtenons un coefficient qui demeure plus faible en valeur absolue que le coefficient d’Okun conjoncturel.

4.3 L’impact des chocs de demande et de technologie sur le chômage de court terme

Dans cette section, nous cherchons à déterminer comment interagisse les chocs de demande et de technologie sur le chômage à court terme. D’après Blanchard et Quah (1989), le coefficient d’Okun est un coefficient “bâtard”³² puisqu’il mélange chocs de demande et chocs de type technologie. Or, le modèle CIC nous permet de calculer un coefficient d’Okun de type demande et de type productivité³³. Nous avons vu auparavant que le PIB tendanciel et le chômage naturel étaient reliés ensemble négativement par un coefficient d’Okun. Néanmoins, un choc positif de technologie semble produire à court terme une hausse temporaire du chômage. Effectivement, d’après la corrélation $\rho_{\eta_y \epsilon_u}$, nous voyons que celle-ci ressort de manière positive et significative dans le tableau 1. Pour nos quatre pays, les corrélations sont toutes supérieures à 0,5. Cette corrélation peut être relié théoriquement à des modèles Néo-keynésiens tels que celui de Gali (1999) ou celui plus récent de Barnichon (2010). Dans ces modèles, un choc positif de technologie déclenche une hausse de la productivité des firmes mais pas de la demande agrégée car les prix sont considérés comme rigides. Les firmes, étant plus productives, réduisent le volume de travail ce qui provoque la hausse du chômage. Nous savons que excepté en Allemagne que le chômage conjoncturel et le PIB conjoncturel sont reliés négativement par la loi d’Okun. Une politique de demande expansionniste peut-elle réduire l’impact des chocs de productivité sur le chômage? Pour mesurer l’impact d’une hausse du PIB conjoncturel sur le

29. Les écart-types des coefficients d’Okun structurels sont données en parenthèse

30. Nous observons que le coefficient estimé pour le Royaume-Uni est très proche d’autres résultats précédemment trouvés dans la littérature. Freeman (2001) dans un modèle à équations simultanées estimés à l’aide de la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regressions) trouve en données annuelles un coefficient de -1,3. Attfield et Silverstone (1998) obtiennent un coefficient de 1,45 à l’aide d’un modèle où le PIB réel et le taux de chômage sont cointégrés.

31. Le coefficient d’Okun structurel de l’Allemagne et du Royaume-Unis se trouvent être plus en accord avec les coefficients estimés à l’aide des filtres HP et band-pass.

32. Les auteurs parlent de coefficient “mongrel”.

33. Blanchard et Quah font eux explicitement référence à des chocs de type offre.

chômage conjoncturel, nous employons le coefficient $\lambda = \rho_{\epsilon_y \epsilon_u} \sigma_{\epsilon_u} / \sigma_{\epsilon_y}$. Nous obtenons les résultats suivants : un coefficient de -0,24(0,07) concernant la France, un coefficient de -0,20(0,04) concernant l'Italie, un coefficient -1,03(0,32) pour le Royaume-Uni et un coefficient de -0,22(0,35) pour l'Allemagne. Afin d'estimer une relation d'Okun reliant le PIB tendanciel et le chômage conjoncturel, nous partons de la corrélation $\rho_{\eta_y \epsilon_u}$ et construisons un coefficient d'Okun de la sorte : $\gamma = \rho_{\eta_y \epsilon_u} \sigma_{\epsilon_u} / \sigma_{\eta_y}$. Nos estimations sont les suivantes : un coefficient de 0,21(0,06) pour la France, un coefficient de 0,14(0,04) pour l'Italie, un coefficient de 0,24(0,08) pour l'Allemagne et un coefficient de 0,49(0,08) pour le Royaume-Uni. En France, Italie et le Royaume-Uni, nous obtenons $|\lambda| > |\gamma|$ indiquant qu'à court terme un choc de demande agrégée a un impact plus élevé sur le taux de chômage qu'un choc de technologie. De fait, malgré l'importance des chocs fréquents sur la productivité, chômage et PIB réel peuvent rester reliés négativement à court terme. De fait, cela implique que des politiques de stabilisation peuvent considérablement lisser les ajustements du chômage face aux chocs de technologie.

5 Une analyse de la sensibilité des résultats

5.1 La sensibilité des résultats à la “Grande Récession”

D'après les datations des pics et creux réalisés par l'ECRI (Economic Cycle Research Institute), les quatre pays ont connu une récession majeure à partir de 2007-2008. L'Italie est frappée la première, la phase d'expansion atteint son pic durant le mois d'août 2007 tandis que le pic apparaît plus tardivement en Allemagne au mois de mai 2008. La récession se termine plus tôt en Allemagne et en France, où l'ECRI indique respectivement un creux au mois de janvier et février 2009 ; tandis que pour l'Italie et le Royaume-Uni, le creux est atteint seulement au mois de janvier 2010. A la manière de Mitra et Sinclair (2012), nous cherchons à évaluer comment cette “Grande Récession” a pu impacter nos résultats. Nous réestimons notre modèle en utilisant des données jusqu'en 2007 pour nous assurer si la “Grande Récession” n'altère pas nos principaux résultats. Les estimations des paramètres et des corrélations correspondantes sont fournies dans le tableau 3.

Tableau 3 – Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avant la “Grande Récession”

	Paramètre	Allemagne	France	Italie	R-U
Log vraisemblance		-160,27	-17,59	-161,17	-113,34
PIB réel					
Ecart-type de la composante structurelle	$\sigma_{\eta y}$	1,23 (0,18)	1,27 (0,04)	0,85 (0,13)	1,21 (0,05)
Ecart-type de la composante conjoncturelle	$\sigma_{\epsilon y}$	0,35 (0,18)	1,08 (0,04)	0,44 (0,20)	0,59 (0,03)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta y \epsilon y}$	-0,98 (0,00)	-0,98 (0,00)	-0,99 (0,00)	-0,74 (0,04)
Constante	μ_y	0,63 (0,07)	0,67 (0,08)	0,56 (0,07)	0,62 (0,05)
Premier paramètre AR	ϕ_{1y}	1,09 (0,11)	0,95 (0,03)	1,46 (0,13)	1,23 (0,05)
Second paramètre AR	ϕ_{2y}	-0,4 (0,14)	-0,25 (0,02)	-0,81 (0,11)	-0,39 (0,04)
Somme des paramètres	$\phi_{1y} + \phi_{2y}$	0,69 (0,04)	0,70 (0,03)	0,65 (0,05)	0,83 (0,04)
Taux de chômage					
Ecart-type de la composante structurelle	$\sigma_{\eta u}$	0,59 (0,10)	0,47 (0,04)	0,68 (0,15)	0,93 (0,05)
Ecart-type de la composante conjoncturelle	$\sigma_{\epsilon u}$	0,61 (0,09)	0,46 (0,04)	0,55 (0,16)	0,86 (0,04)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta u \epsilon u}$	-0,98 (0,00)	-0,97 (0,00)	-0,96 (0,00)	-0,99 (0,00)
Premier paramètre AR	ϕ_{1u}	0,74 (0,08)	0,97 (0,10)	1,18 (0,09)	0,86 (0,02)
Second paramètre AR	ϕ_{2u}	-0,04 (0,02)	-0,2 (0,09)	-0,28 (0,11)	-0,04 (0,01)
Somme des paramètres	$\phi_{1u} + \phi_{2u}$	0,69 (0,08)	0,76 (0,04)	0,90 (0,03)	0,83 (0,01)
Corrélations PIB réel/Chômage					
PIB structurel/Chômage structurel	$\rho_{\eta y \eta u}$	-0,73 (0,09)	-0,56 (0,06)	-0,37 (0,17)	-0,88 (0,03)
PIB conjoncturel/Chômage conjoncturel	$\rho_{\epsilon y \epsilon u}$	-0,55 (0,31)	-0,57 (0,06)	-0,88 (0,39)	-0,72 (0,09)
PIB conjoncturel/Chômage structurel	$\rho_{\epsilon y \eta u}$	0,61 (0,30)	0,50 (0,07)	0,85 (0,36)	0,52 (0,07)
PIB structurel/Chômage conjoncturel	$\rho_{\eta y \epsilon u}$	0,56 (0,11)	0,64 (0,05)	0,44 (0,21)	0,98 (0,05)

Note : Les écarts-types des paramètres et des corrélations sont donnés entre parenthèses.

Nous remarquons que globalement de manière qualitative les résultats exposés dans le tableau 3 restent inchangés par rapport aux estimations incluant la “Grande Récession”. Nous examinons dans un premier temps les estimations pour le PIB réel, puis sur le taux de chômage puis nous discutons de la valeur des différentes corrélations.

Il ressort bien que le PIB tendanciel prend la forme d’une tendance stochastique et la composante structurelle capture en grande partie les fluctuations du PIB réel. L’examen des ratios montre que pour l’Allemagne, l’Italie et le Royaume-Uni, l’écart-type de la tendance excède largement l’écart-type du cycle, alors que cela reste plus nuancé pour la France. Le ratio $\sigma_{\eta_y}/\sigma_{\epsilon_y}$ restent inchangés pour la France et le Royaume-Uni tandis que pour l’Allemagne le ratio augmente et passe de 2,2 à 3,18 soulignant là encore la primauté des chocs de technologie. La ratio de l’économie italienne augmente de 1,16 à 1,93. Nous remarquons également que l’écart-type de la composante conjoncturelle est plus élevé dans les estimations incluant la “Grande Récession”. La composante conjoncturelle capture donc en partie cette “Grande Récession”. Sur-tout, les corrélations entre la tendance et le cycle apparaissent toujours négativement corrélés supportant les théories où le cycle représente les ajustements de la série observée aux nouvelles valeurs d’équilibre. Enfin, nous notons que les constantes indiquent que le taux de croissance du PIB tendanciel demeure légèrement supérieur à 2% dans les quatre économies étudiées, des taux de croissance supérieurs au modèle CIC avec la “Grande Récession”.

Nous notons que les écarts-types de la composante conjoncturelle et structurelle du chômage demeurent relativement similaires. La “Grande Récession” ne remet pas en cause la corrélation négative observée entre la tendance et le cycle. Les paramètres autorégressifs du chômage continuent à demeurer supérieurs à ceux du PIB réel.

Concernant les corrélations PIB réel/chômage, nous ne notons pas de différences notables par rapport à nos estimations incluant la “Grande Récession”. Regardons plus en détail certaines d’entre elles. Prenons le cas de la corrélation $\rho_{\eta_y \epsilon_u}$ qui d’après notre modèle CIC ne ressortait pas de manière significative pour l’Allemagne. D’après les estimations du modèle CIC, la corrélation est plus élevée en valeur absolue (-0,55) que dans la première estimation (-0,22). Néanmoins, celle-ci ne ressort pas de manière significative différente de zéro à en juger par un test du ratio de vraisemblance. Cette baisse en valeur absolue de la corrélation durant la “Grande Récession” peut sans doute s’expliquer par la grande résilience du marché du travail allemand au cours de cette période. Enfin, les corrélations $\rho_{\eta_y \eta_u}$ associées à chaque pays ne sont pas fondamentalement différentes et sont globalement les mêmes que dans le tableau 1. La “Grande Récession” a donc au final peu influé sur la corrélation entre les composantes structurelles du PIB réel et du chômage.

5.2 Sensibilité au changement structurel dans les rythmes de croissance

Dans cette section, nous décidons à la suite des travaux de Perron et Wada (2009) d’inclure un changement structurel dans la composante structurelle du PIB réel. Perron et Wada reprennent le modèle exposé par Morley *et al.* (2003) et contestent les résultats du modèle. Les résultats de Morley *et al.* peuvent se résumer en trois points. Premier point : les fluctuations du PIB réel sont dominés par les mouvements de la tendance ce qui laisse une place réduite au cycle. Second point : la corrélation négative entre la tendance et le cycle qui vient valider des modèles théoriques de type Néo-keynésiens ou de cycle réels. Troisième point :

le cycle n'est pas en adéquation avec les phases d'expansion et de récession décrits par le NBER. Perron et Wada montrent que le modèle CIC souffre d'une mauvaise spécification dans sa construction. D'après eux, les résultats trouvés par Morley *et al.* (2003) sont des artifices créés par l'oubli d'une rupture dans la croissance du PIB réel en 1973. Si on tient compte du ralentissement de la croissance observé à partir de cette année là, nous obtenons un tendance qui devient non-stochastique³⁴ un cycle qui s'apparie mieux avec le découpage expansion/récession du NBER et une corrélation négative qui disparaît.³⁵ La prise en compte de changement structurel dans la croissance est donc fondamentale pour la robustesse de nos résultats.

5.2.1 Méthodologie pour détecter la date de rupture

Afin de détecter une éventuelle rupture dans le taux de croissance du PIB réel, nous employons le test de Bai et Perron (1998, 2003) à changement structurel multiple à cette fin. La première étape du test consiste à déterminer le nombre de ruptures. Nous examinons le SupFT(k)³⁶ pour savoir combien de ruptures sont significatives. Pour l'Allemagne et le Royaume-Uni, cette statistique ne ressort pas de manière significative. En revanche, pour la France et l'Italie, nous voyons respectivement que cette statistique est significative pour 3 ruptures et 5 ruptures. Nous en concluons que au moins une rupture est présente dans la croissance du PIB réel des deux pays latins. La procédure séquentielle, par la statistique SupFT(2|1) n'est cependant pas significative dans ces deux pays. Une seule rupture est donc présente dans la croissance du PIB réel en France et en Italie. Le test de racine unitaire ZA montre la présence d'un changement structurel significatif en Allemagne en 1990 (choc lié à la réunification), de fait nous testons le modèle avec changement structurel pour ce pays à la date de rupture indiqué. Nous décrivons la constante comme μ_{1y} avant la date de rupture et μ_{2y} après.

Tableau 4 – Test de changement structurel dans la croissance du PIB réel en Allemagne

BIC	LWZ	Sup FT(1)	Sup FT(2)	Sup FT(3)	Sup FT(4)	Sup FT(5)
1	0	7,17	4,63	4,09	3,13	2,47
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)			
2,08	2,97	0,35	-0,01			

Note : Le nombre maximum de ruptures est fixé à 5. * indique un niveau de significativité à 5%. Les valeurs critiques pour le seuil de 5% sont prises dans la table fournis par Bai et Perron (1998). Les critères BIC et LWZ indiquent le nombre de ruptures.

34. La fréquence des chocs frappant le PIB réel est un débat récurrent en macroéconomie appliquée. Perron (1989) montre que le PIB réel est soumis à des chocs relativement rares sur la tendance et conteste les résultats de Nelson et Plosser (1982). Ces derniers montrent que le PIB réel possède une tendance stochastique traduisant que la série est frappée régulièrement par des chocs sur la tendance. En introduisant un changement structurel, il montre que le PIB réel suit une tendance lisse et déterministe, les chocs qui frappent la tendance étant relativement rares. Un choc rare comme le choc pétrolier de 1973 implique une chute du taux de croissance une fois pour toute.

35. L'autre alternative proposé par Perron et Wada (2009) consiste à modéliser un modèle à composantes inobservées corrélées avec des erreurs qui suivent un mélange de distributions normales.

36. Où k correspond au nombre de ruptures, ici k va de 1 à 5.

Tableau 5 – Test de changement structurel dans la croissance du PIB réel en Italie

BIC	LWZ	Sup FT(1)	Sup FT(2)	Sup FT(3)	Sup FT(4)	Sup FT(5)
1	1	16,32*	11,91*	8,25*	6,11	4,50
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)			
7,00	1,06	0,03	-1,42			

Note : Le nombre maximum de ruptures est fixé à 5. * indique un niveau de significativité à 5%. Les valeurs critiques pour le seuil de 5% sont prises dans la table fournis par Bai et Perron (1998). Les critères BIC et LWZ indiquent le nombre de ruptures.

Tableau 6 – Test de changement structurel dans la croissance du PIB réel au Royaume-Uni

BIC	LWZ	Sup FT(1)	Sup FT(2)	Sup FT(3)	Sup FT(4)	Sup FT(5)
1	0	5,14	4,50	3,62	3,62	2,34
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)			
3,81	1,86	3,52	-2,59			

Note : Le nombre maximum de ruptures est fixé à 5. * indique un niveau de significativité à 5%. Les valeurs critiques pour le seuil de 5% sont prises dans la table fournis par Bai et Perron (1998). Les critères BIC et LWZ indiquent le nombre de ruptures.

Tableau 7 – Test de changement structurel dans la croissance du PIB réel en France

BIC	LWZ	Sup FT(1)	Sup FT(2)	Sup FT(3)	Sup FT(4)	Sup FT(5)
1	1	37,00*	22,36*	16,00*	12,57*	10,04*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)			
6,69	3,00	2,23	0,40			

Note : Le nombre maximum de ruptures est fixé à 5. * indique un niveau de significativité à 5%. Les valeurs critiques pour le seuil de 5% sont prises dans la table fournis par Bai et Perron (1998). Les critères BIC et LWZ indiquent le nombre de ruptures.

Tableau 8 – Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avec changement structurel

	Paramètre	Allemagne	France	Italie
Log vraisemblance		-197,52	-32,97	-178,68
PIB réel				
Ecart-type de la composante structurelle	σ_{η_y}	1,29 (0,17)	1,00 (0,08)	0,91 (0,10)
Ecart-type de la composante conjoncturelle	σ_{ϵ_y}	0,46 (0,35)	0,83 (0,10)	0,54 (0,09)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_y \epsilon_y}$	-0,82 (0,17)	-0,97 (0,03)	-0,98 (0,13)
Constante avant rupture	μ_{1y}	0,74 (0,12)	1,10 (0,10)	0,86 (0,08)
Constante après rupture	μ_{2y}	0,37 (0,09)	0,51 (0,06)	0,19 (0,08)
Premier paramètre AR	ϕ_{1y}	0,99 (0,19)	1,02 (0,16)	1,47 (0,05)
Second paramètre AR	ϕ_{2y}	-0,37 (0,13)	-0,38 (0,11)	-0,78 (0,04)
Somme des paramètres	$\phi_{1y} + \phi_{2y}$	0,63 (0,12)	0,64 (0,07)	0,68 (0,04)
Taux de chômage				
Ecart-type de la composante structurelle	σ_{η_u}	0,64 (0,11)	0,44 (0,06)	0,43 (0,02)
Ecart-type de la composante conjoncturelle	σ_{ϵ_u}	0,59 (0,18)	0,41 (0,06)	0,28 (0,02)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_u \epsilon_u}$	-0,96 (0,03)	-0,98 (0,03)	-0,94 (0,03)
Premier paramètre AR	ϕ_{1u}	0,76 (0,07)	1,09 (0,14)	1,35 (0,05)
Second paramètre AR	ϕ_{2u}	-0,03 (0,04)	-0,33 (0,11)	-0,52 (0,04)
Somme des paramètres	$\phi_{1u} + \phi_{2u}$	0,73 (0,07)	0,76 (0,05)	0,83 (0,02)
Corrélations PIB réel/Chômage				
PIB structurel/Chômage structurel	$\rho_{\eta_y \eta_u}$	-0,70 (0,10)	-0,76 (0,08)	-0,63 (0,09)
PIB conjoncturel/Chômage conjoncturel	$\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$	-0,29 (0,39)	-0,83 (0,07)	-0,99 (0,00)
PIB conjoncturel/Chômage structurel	$\rho_{\epsilon_y \eta_u}$	0,31 (0,40)	0,81 (0,10)	0,99 (0,06)
PIB structurel/Chômage conjoncturel	$\rho_{\eta_y \epsilon_u}$	0,58 (0,20)	0,83 (0,07)	0,89 (0,14)

Note : Les écarts-types des paramètres et des corrélations sont donnés entre parenthèses.

L'examen des résultats du tableau montre que l'introduction d'une rupture dans la croissance du PIB réel améliore grandement la qualité du modèle pour les trois pays. La variable muette associée au changement structurel ressortant de manière significative dans nos estimations. Nous employons un test du ratio de log

vraisemblance pour compléter notre analyse et nous concluons à la supériorité du modèle avec changement structurel sur le modèle de base. Les trois pays présentent en commun une baisse de taux de croissance qui intervient à des dates différentes. Sur la période 1970-1979, l'économie française se caractérise par un taux de croissance moyen annuel l'ordre de 4,41% puis on observe une rupture à l'année 1979. A partir de cette date, le taux de croissance moyen s'établit désormais à environ 2,05%. Un décrochage de la croissance est en lien avec les nombreux travaux qui montrent l'existence d'un ralentissement de la productivité dans les pays industrialisés à cette période. L'Allemagne et l'Italie présentent quant à eux une baisse de la croissance qui intervient environ une décennie plus tard par rapport à la France.

Entre 1970 et 1989 l'Italie enregistre un taux de croissance 3,42%. A partir de début des années 90 jusqu'à aujourd'hui, l'Italie présente un croissance particulièrement faible se situant à 0,75% de moyenne chaque année. Un déficit de croissance qui révèle de nombreux problèmes en termes de compétitivité et de productivité³⁷.

Enfin, l'Allemagne enregistre de son côté une baisse de la croissance à partir de l'année 1990. Entre 1969 et 1990, le taux de croissance annuel moyen est de 2,96%. A partir du choc lié à la réunification, l'Allemagne voit sa croissance chutait pour atteindre en moyenne 1,48% chaque année. L'absorption d'un pays planifié : la République démocratique allemande (RDA) (pays communiste) par la République fédérale allemande (RFA) a donc entraîné un ralentissement majeur de la croissance. Une baisse de croissance qui se révèle néanmoins moins violente qu'en Italie.

5.2.2 Comparaison des résultats avec le modèle sans changement structurel

D'après Perron et Wada (2009) pour les Etats-Unis et Basistha (2007) pour le Canada, l'introduction d'un changement structurel dans la constante rend la tendance du PIB réel non stochastique. Que nous disent nos résultats sur la prise en compte de ce changement structurel? En nous basant sur la comparaison avec le modèle sans changement structurel, nous voyons que pour le PIB réel la composante structurelle est toujours supérieure à la composante conjoncturelle. Il en est de même pour le taux de chômage³⁸. De fait, nous concluons que le modèle CIC avec rupture dans la croissance continue à laisser un rôle primordial aux chocs de technologie³⁹. Les corrélations entre les composantes conjoncturelle et structurelle du PIB réel et du chômage continuent à être négativement corrélés comme pour le modèle n'incorporant pas de changement structurel.

Nous continuons notre comparaison en regardant la durée du cycle pour le PIB réel et le chômage à l'aide de l'équation (7). Nous voyons ici que la France et l'Italie dispose de racines complexes⁴⁰ dans le processus AR(2) du chômage et du PIB réel. Ces deux pays vont avoir un cycle qui aura pour caractéristique d'être périodique.. Les deux pays latins ont une durée moyenne du cycle du PIB réel de près de 2,6 années contre

37. Un article de 2011 de The Economist : "*For ever espresso : Why Italy is not growing*" revient sur le déficit en croissance de la péninsule italienne. L'article pointe du doigt notamment la réglementation excessive, la propriété familiale qui empêche l'augmentation en taille des entreprises, l'évasion fiscale engendré par le travail au noir et le vieillissement de la population active.

38. L'inspection visuelle de la tendance du PIB réel et du chômage nous montre que nous avons toujours affaire à une tendance qui est stochastique.

39. En Allemagne le test ZA sur le PIB réel rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire en faveur d'une série stationnaire en tendance avec une rupture en 1990. Le modèle CIC avec changement structurel plaide plutôt en Allemagne pour la présence d'une série avec de très fréquents chocs sur sa tendance.

40. L'Allemagne a des racines complexes dans le processus AR(2) du PIB réel mais pas pour le taux de chômage.

2,5 années en Allemagne. En revanche, pour le chômage cette durée est nettement plus longue avec 4,6 années pour la France et 4,4 années pour l'Italie. Il ressort donc que en France et en Italie, les cycles de la croissance et du chômage sont loin d'être parfaitement synchronisés. On note ainsi un décalage de deux années entre les deux cycles. Une observation qui traduit bien notre idée développée précédemment d'un ajustement plus lent du marché du travail par rapport à celui des biens et services.

A partir de l'analyse graphique de la composante conjoncturelle du PIB réel français et italien, nous notons que celle-ci s'apparie bien avec le découpage "*growth cycle*" de l'OCDE. On voit un mouvement du pic vers le creux de la composante conjoncturelle pour la plupart des ralentissement de la croissance. Les années 80 et 90 pour la France et pour l'Italie les années 70, la fin des années 90 et les années 2000 montrent clairement une alternance de phases d'expansion et de récession en adéquation avec le découpage "*growth cycle*". Cet appariement illustre l'idée que les mouvements cycliques du PIB réel demeurent important pour ces deux pays. Le contraste est saisissant avec la composante conjoncturelle de l'Allemagne. Cette dernière présente un cycle de faible amplitude qui est en inadéquation avec le découpage "*growth cycle*". L'Allemagne présente donc bien une composante conjoncturelle qui est très différente de l'approche traditionnelle entre phases alternatives d'expansion et de récession.

Nous regardons aussi l'influence du changement structurel sur les différents coefficients d'Okun pour la France et l'Italie⁴¹. Nous évaluons tout d'abord la pertinence de l'hypothèse nulle que $\phi_{1y} = \phi_{1u}$ et $\phi_{2y} = \phi_{2u}$ à l'aide d'un test du ratio de vraisemblance pour calculer les coefficients. Pour la France, nous obtenons un ratio de 4,52 et une p-value associée de 0,104 tandis que pour l'Italie nous n'obtenons pas de résultats adéquats. Nous décidons de rester prudent dans l'interprétation des coefficient d'Okun en France et ce bien que les paramètres autorégressifs restent relativement proches. Nous trouvons que $\alpha = \rho_{\epsilon_y \epsilon_u} \sigma_{\epsilon_u} / \sigma_{\epsilon_y} = -1,68(0,41)$ et $\beta = \rho_{\eta_y \eta_u} \sigma_{\eta_y} / \sigma_{\eta_u} = -1,76(0,35)$. Des coefficient qui sont moins élevés en valeur absolue que dans le modèle sans changement structurel. Nous remarquons aussi, autre différence avec le modèle de base, que le coefficient sturcturel est supérieur en valeur absolue au coefficient traditionnel. Les deux coefficients étant relativement voisins, souligne l'importance respective des chocs nominaux et de productivité dans les mouvements du PIB réel et du chômage en France. Un autre résultat majeur de notre article est l'absence de loi d'Okun en Allemagne. Nous voulons encore tester la robustesse de ce résultat dans le modèle avec changement structurel. Nous effectuons un test du ratio de vraisemblance de la même nature que celui effectué auparavant. Avec une contrainte, nous obtenons un ratio de 0,85 ce qui correspond aussi à une p-value de 0,36. Les autres paramètres restent robustes à l'imposition de cette contrainte. De fait, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle $\rho_{\epsilon_y \epsilon_u} = 0$, ce qui nous confirme bien l'absence de loi d'Okun traditionnel outre-Rhin.

6 Conclusion

Dans cet article, nous avons employé le modèle de Sinclair (2009) pour estimer en une seule étape la composante conjoncturelle du PIB réel et du chômage ainsi que la relation d'Okun. Appliqué à quatre grands pays européens (Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni), le modèle offre des résultats qui sont

41. Sans surprise, les coefficients d'Okun de l'Allemagne sont analogues au modèle sans changement structurel.

riches en enseignements. En décomposant le PIB réel et le chômage en une composante conjoncturelle et structurelle, nous pouvons discriminer de l'importance des chocs nominaux ou des chocs de productivité dans les fluctuations macroéconomiques. Le modèle CIC autorise également une dépendance entre la tendance et le cycle. Cette distinction est primordiale par rapport aux modèles usuels en composantes inobservables car comme le signalent Morley et Piger (2012) rien ne nous indique que le cycle est indépendant de la croissance de long terme de l'économie. Les fluctuations conjoncturelles pouvant avoir pour origine les mêmes facteurs qui déterminent la croissance de long terme ou des facteurs indépendants. Les résultats de cet article plaident en faveur de la première interprétation. Nos résultats montrent que la composante structurelle ou la tendance explique en grande partie les mouvements du chômage et du PIB réel. Le PIB tendanciel est donc loin de ressembler à une tendance lisse. De plus, nous observons également que la composante conjoncturelle et structurelle sont négativement reliés. La composante conjoncturelle va ici s'interpréter comme l'ajustement, qui n'est pas immédiat compte tenu de rigidités nominales, aux nouvelles valeurs d'équilibre suite à un choc de productivité. Ainsi, on voit que pour l'Allemagne, la composante conjoncturelle correspond assez bien à cette interprétation. En revanche, pour la France et l'Italie, on voit que les mouvements de la demande agrégée demeurent pertinents pour comprendre les fluctuations macroéconomiques dans ces deux pays. La meilleure illustration en est l'inspection visuelle de leur composante conjoncturelle. Il ressort que cette dernière est bien décrite par des phases alternatives d'expansion/récession en adéquation avec une interprétation traditionnelle du cycle économique. Surtout l'analyse du coefficient d'Okun vient corroborer ces affirmations. Nous notons l'absence de coefficient d'Okun en Allemagne, la corrélation reliant le PIB conjoncturel et le chômage conjoncturel ne ressortant pas de manière significative dans nos estimations. À l'inverse, pour la France et l'Italie, nous obtenons un coefficient d'Okun proche du consensus atteint autour du ratio de 2. Nous trouvons également pour les quatre pays l'existence d'un coefficient d'Okun reliant le PIB tendanciel et le taux de chômage naturel. À l'exception de l'Italie, ce coefficient d'Okun "structurel" se trouve être plus élevé en valeur absolue que le coefficient d'Okun "traditionnel".

Références

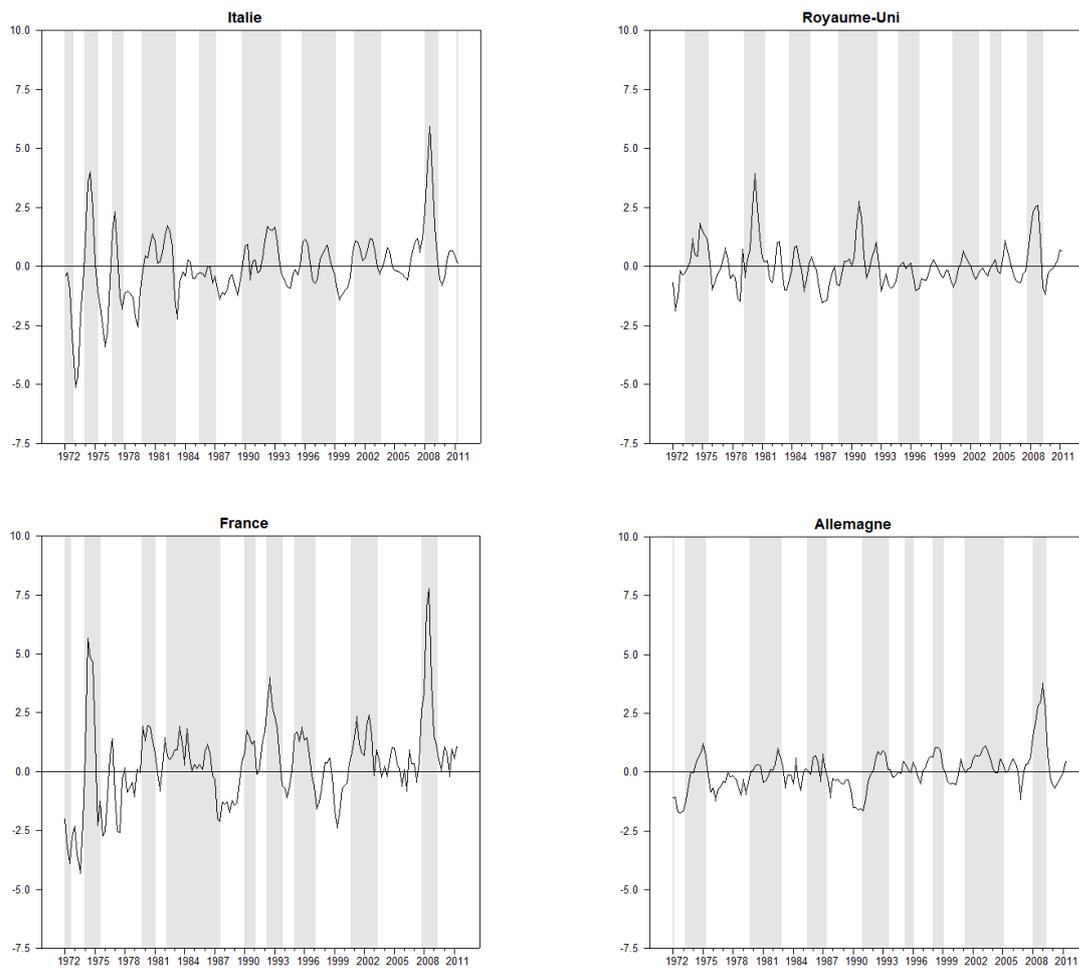
- ATTFIELD, C. et SILVERSTONE, B. (1998). Okun's law, Cointegration and Gap Variables. *Journal of Macroeconomics*, 20:pp. 625–637.
- BAI, J. et PERRON, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66:pp. 47–78.
- BAI, J. et PERRON, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural changes models. *Journal of Applied Econometrics*, 18:pp. 1–22.
- BARNICHON, R. (2010). Productivity and Unemployment over the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 57:pp. 1013–1025.
- BASISTHA, A. (2007). Trend-cycle correlation, drift break and the estimation of trend and cycle in Canadian GDP. *Canadian Journal of Economics*, 40:pp. 584–606.
- BAXTER, M. et KING, R. (1999). Measuring business cycle : Approximate bandpass filters. *Review of Economics and Statistics*, 81:pp. 575–593.
- BERGER, T. (2011). Estimating Europe's natural rates. *Empirical economics*, 40:pp. 521–536.
- BEVERIDGE, S. et NELSON, C. (1981). A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7:pp. 151–174.
- BLACK, F. (1987). *Business cycles and Equilibrium*. New York : Basil Blackwell.
- BLANCHARD, O. (1989). A Traditionnal Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. *American Economic Review*, 79:pp. 1146–1164.
- BLANCHARD, O. et QUAH, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79:pp. 655–673.
- BLANCHARD, O. et SUMMERS, L. (1986). Hysteresis and the European Unemployment Problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1:pp. 15–77.
- CABALLERO, R. et HAMMOUR, M. (1994). The cleansing effect of recession. *American Economic Review*, 85:pp. 1075–1084.
- CLARK, P. (1987). The Cyclical Component of US Economic Activity. *The Quarterly Journal of Economics*, 107:pp. 797–814.
- CLARK, P. (1989). Trend Reversion in Real Output and Unemployment. *Journal of Monetary Economics*, 40:pp. 14–32.
- DICKEY, D. et FULLER, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:pp. 427–437.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. et STOCK, J. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64:pp. 813–836.
- ENDERS, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, Wiley Series in Probability and Statistics.
- FOUQUAU, J. (2008). Threshold effects in Okun's law : a panel data analysis. *Economics Bulletin*, 5:pp. 1–14.
- FREEMAN, D. (2001). Panel tests of Okun's law for ten industrial countries. *Economic Inquiry*, 39:pp. 511–523.
- GALI, J. (1999). Technology, Employment, and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? *American Economic Review*, 89:pp. 249–271.
- GAUTIÉ, J. (2009). *Le chômage*. La Découverte, Paris.
- HARVEY, A. (1985). Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 3:pp1 216–217.

- HARVEY, A. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman filter*. Cambridge University Press, Cambridge.
- HODRICK, R. et PRESCOTT, E. (1997). Postwar us Business Cycles : An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29:pp. 1–16.
- JAEGER, A. et PARKINSON, M. (1994). Some evidence on hysteresis in unemployment rates. *European economic review*, 38:pp. 329–342.
- KING, T. et MORLEY, J. (2007). In search of the natural rate of unemployment. *Journal of Monetary Economics*, 54:pp. 550–564.
- KYDLAND, F. et PRESCOTT, E. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50:pp. 1345–1370.
- MITRA, S. et SINCLAIR, T. (2012). Output fluctuations in the G7 : an unobserved component approach. *Macroeconomic dynamics*, 16:pp. 396–422.
- MOOSA, I. (1997). A cross-country comparison of Okun’s coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24:pp. 335–356.
- MORLEY, J. (2007). The Slow Adjustment of Aggregate Consumption to Permanent Income. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36:pp. 615–638.
- MORLEY, J., NELSON, C. et ZIVOT, E. (2003). Why are the Beveridge-Nelson and unobserved components decomposition of GDP so different ? *Review of Economics and Statistics*, 85:pp. 235–243.
- MORLEY, J. et PIGER, J. (2012). The Asymmetric Business Cycle. *Review of Economics and Statistics*, 94:pp. 208–221.
- MUSCATELLI, V. et TIRELLI, P. (2001). Unemployment and growth : some empirical evidence from structural time series model. *Applied Economics*, 33:pp. 1083–1088.
- NELSON, C. et PLOSSER, C. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics*, 10:pp. 139–167.
- OKUN, A. (1962). Potential GNP : Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, pages pp. 98–104.
- PERRON, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57:pp. 1631–1401.
- PERRON, P. et WADA, T. (2009). Let’s take a break : Trends and Cycles in US real GDP. *Journal of Monetary Economics*, 56:pp. 749–765.
- PLOSSER, C. et SCHWERT, W. (1979). Potential GNP : Its Measurement And Significance A Dissenting Opinion. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 10:pp. 179–186.
- PÉREZ-ALONSO, A. et DI SANZO, S. (2011). Unemployment and Hysteresis : a Nonlinear Unobserved Components Approach. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 15:pp. 1–27.
- PROIETTI, T. (2006). Trend-Cycle Decompositions with Correlated Components. *Econometric Review*, 25:pp. 61–84.
- SÖGNER, L. et STIASSNY (2002). An analysis on the structural stability of Okun’s law - a cross-country study. *Applied Economics*, 14:pp. 1775–1787.
- SINCLAIR, T. (2009). The relationships between permanent and transitory movements in US output and the unemployment rate. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41:pp. 529–542.
- STOCK, J. et WATSON, M. (1988). Variable trends in Economic Time Series. *Journal of Economic Perspectives*, 2:pp. 147–174.
- WEBER, C. (1995). Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun’s coefficients : a new approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10:pp. 433–445.

ZARNOWITZ, V. et OZYILDIRIM, A. (2006). Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles. *Journal of Monetary Economics*, 53:pp. 1717–1739.

ZIVOT, E. et ANDREWS, D. (1992). Further evidence of Great Crash, the Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10:pp. 251–270.

Graphique 13 – Composante conjoncturelle du PIB réel et découpage “*growth cycle*”



Graphique 14 – Composante conjoncturelle du PIB réel et découpage “*growth cycle*” avec rupture de la croissance

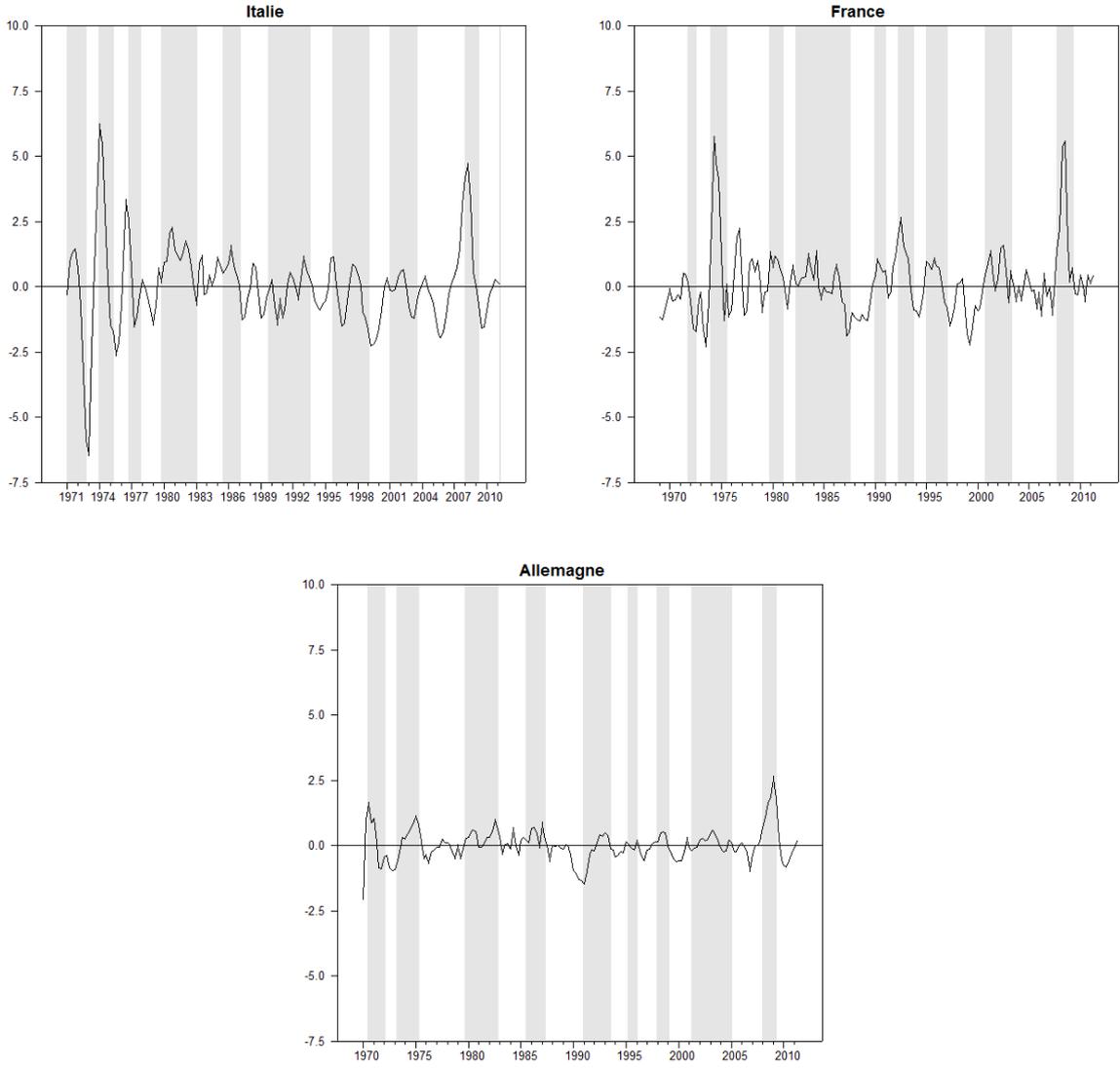


Tableau 9 – Critères AIC pour différents ARMA(p, q) de la série du PIB réel en premières différences

		Allemagne	France	Italie	R-U
p=0	q=0	824,08	627,68	727,67	731,47
p=0	q=1	814,96	569,28	686,32	714,36
p=0	q=2	811,43	532,33	683,94	702,53
p=0	q=3	809,25	513,63	674,60	688,18
p=0	q=4	800,34	513,45	675,86	683,18
p=1	q=0	810,01	508,43	672,51	701,13
p=1	q=1	799,24	499,69	673,32	679,86
p=1	q=2	801,15	492,37	675,32	676,22
p=1	q=3	800,16	494,36	672,54	677,54
p=1	q=4	802,32	496,36	674,25	678,12
p=2	q=0	804,49	491,24	673,38	679,77
p=2	q=1	800,64	493,23	675,31	676,57
p=2	q=2	776,49	492,98	657,60	678,59
p=2	q=3	777,53	494,96	674,15	677,77
p=2	q=4	803,68	495,67	626,48	678,92
p=3	q=0	802,21	493,23	673,95	675,43
p=3	q=1	801,22	495,20	672,78	677,43
p=3	q=2	802,51	494,91	672,88	678,79
p=3	q=3	801,12	496,91	674,62	679,71
p=3	q=4	781,75	497,33	660,75	680,38
p=4	q=0	797,16	493,78	672,73	677,41
p=4	q=1	798,46	494,91	673,84	679,24
p=4	q=2	799,77	495,72	674,67	680,27
p=4	q=3	801,76	496,25	676,62	681,71
p=4	q=4	803,72	498,25	678,59	681,67

Note : Afin de nous assurer de la comparabilité des différents critères, nous estimons les différents modèles ARMA(p, q) sur une même fenêtre d'observations.

Tableau 10 – Critères AIC pour différents ARMA(p, q) de la série du chômage en premières différences

		Allemagne	France	Italie	R-U
p=0	q=0	414,58	325,76	329,32	375,60
p=0	q=1	380,79	279,07	328,14	292,69
p=0	q=2	371,30	270,64	313,89	266,58
p=0	q=3	371,98	261,42	312,48	241,23
p=0	q=4	362,51	258,84	312,17	239,92
p=1	q=0	364,12	258,59	326,14	229,82
p=1	q=1	362,37	259,61	316,71	231,45
p=1	q=2	364,06	261,52	309,27	231,42
p=1	q=3	366,02	260,45	310,37	231,62
p=1	q=4	362,87	259,43	307,82	233,23
p=2	q=0	363,44	259,56	313,44	231,39
p=2	q=1	364,12	261,56	312,59	233,26
p=2	q=2	366,05	262,55	310,68	231,50
p=2	q=3	367,14	262,25	312,33	226,97
p=2	q=4	363,99	260,74	306,35	226,64
p=3	q=0	364,43	261,48	304,67	231,95
p=3	q=1	365,88	263,11	295,11	233,37
p=3	q=2	345,52	216,42	295,81	226,78
p=3	q=3	329,37	219,93	297,67	233,19
p=3	q=4	361,41	236,87	298,01	227,08
p=4	q=0	364,42	260,64	295,91	230,75
p=4	q=1	364,99	262,27	292,97	232,66
p=4	q=2	361,08	220,63	294,55	232,87
p=4	q=3	361,61	223,29	296,13	234,87
p=4	q=4	341,87	223,26	298,12	228,10

Note : Afin de nous assurer de la comparabilité des différents critères, nous estimons les différents modèles ARMA(p, q) sur une même fenêtre d'observations.

Tableau 11 – Datation des pics et creux d’après la méthodologie *business cycle* de l’ECRI

Allemagne		France		Italie		R-U	
Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux
T3 1973	T3 1975	T3 1974	T2 1975	T4 1970	T3 1971	T3 1974	T3 1975
T1 1980	T4 1982	T3 1979	T2 1980	T2 1974	T2 1975	T2 1979	T2 1981
T1 1991	T2 1994	T2 1982	T4 1984	T2 1980	T2 1983	T2 1990	T1 1992
T1 2001	T3 2003	T1 1992	T3 1993	T1 1992	T4 1993	T2 2008	T1 2010
T2 2008	T1 2009	T3 2002	T2 2003	T3 2007	T1 2010		
		T1 2008	T1 2009				

Tableau 12 – Datation des pics et creux d’après la méthodologie *growth cycle* de l’OCDE

Allemagne		France		Italie		R-U		4 pays	
Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux
T3 1970	T1 1972	T4 1971	T3 1972	T3 1970	T4 1972	T2 1973	T3 1975	T3 1970	T2 1972
T2 1973	T2 1975	T1 1974	T3 1975	T1 1974	T2 1975	T2 1979	T2 1981	T4 1973	T3 1975
T4 1979	T4 1982	T4 1979	T1 1983	T4 1976	T4 1977	T4 1983	T4 1985	T4 1979	T4 1982
T3 1985	T2 1987	T2 1985	T1 1987	T4 1979	T1 1983	T4 1988	T3 1992	T3 1985	T2 1987
T1 1991	T3 1993	T1 1990	T1 1991	T3 1985	T1 1987	T4 1994	T4 1996	T1 1991	T3 1993
T2 1995	T1 1996	T1 1992	T4 1993	T4 1989	T3 1993	T2 2000	T4 2002	T2 1995	T1 1997
T1 1998	T1 1999	T1 1995	T1 1997	T4 1995	T1 1999	T1 2004	T1 2005	T1 1998	T2 1999
T2 2001	T2 2005	T4 2000	T2 2003	T1 2001	T3 2003	T4 2007	T2 2009	T1 2001	T2 2003
T1 2008	T2 2009	T4 2007	T2 2009	T1 2008	T2 2009			T1 2008	T2 2009

Note : La colonne 4 pays correspond au découpage pic et creux effectuées par l’OCDE pour les quatre grands pays européens (Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni).

A Mise en forme du modèle CIC en espace-état

Nous utilisons un modèle à composantes inobservées corrélées. L'équation d'observation est la suivante :

$$\begin{bmatrix} y_t \\ u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{yt} \\ \tau_{ut} \\ c_{yt} \\ c_{yt-1} \\ c_{ut} \\ c_{ut-1} \end{bmatrix}$$

La composante structurelle du PIB réel et du taux de chômage est modélisé comme une marche aléatoire et la composante conjoncturelle comme un processus AR(2). L'équation de transition s'écrit ainsi :

$$\begin{bmatrix} \tau_{yt} \\ \tau_{ut} \\ c_{yt} \\ c_{yt-1} \\ c_{ut} \\ c_{ut-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_y \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{1y} & \phi_{2y} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{1u} & \phi_{2u} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{yt-1} \\ \tau_{ut-1} \\ c_{yt-1} \\ c_{yt-2} \\ c_{ut-1} \\ c_{ut-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{yt} \\ \eta_{ut} \\ \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{ut} \end{bmatrix}$$

La matrice de variance/covariance se présente sous la forme suivante :

$$E \left(\begin{bmatrix} \eta_{yt} \\ \eta_{ut} \\ \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{ut} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{yt} & \eta_{ut} & \epsilon_{yt} & \epsilon_{ut} \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} \sigma_{\eta_y}^2 & \sigma_{\eta_y \eta_u} & \sigma_{\eta_y \epsilon_y} & \sigma_{\eta_y \epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y \eta_u} & \sigma_{\eta_u}^2 & \sigma_{\eta_u \epsilon_y} & \sigma_{\eta_u \epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y \epsilon_y} & \sigma_{\eta_u \epsilon_y} & \sigma_{\epsilon_y}^2 & \sigma_{\epsilon_y \epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y \epsilon_u} & \sigma_{\eta_u \epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_y \epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_u}^2 \end{bmatrix}$$

B Tests de racine unitaire sur les séries du PIB réel et du chômage

Cette annexe présente les résultats associées au tests de racine unitaire. Nous montrons que les différents tests employés conduisent à prouver l'existence de racine unitaire dans nos séries. A ce titre, nous employons dans un premier temps, le test de Dickey Fuller (Dickey et Fuller (1979)). Plus formellement le test de Dickey Fuller repose sur les régressions suivantes :

$$\text{Marche aléatoire } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (13)$$

$$\text{Marche aléatoire avec constante } \Delta y_t = \tau + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (14)$$

$$\text{Marche aléatoire avec constante et tendance } \Delta y_t = \tau + \tau t + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

où le rejet de l'hypothèse nulle $\gamma=0$ indique que la série est stationnaire. Dickey et Fuller (1979) introduise des retards dans le terme Δy_t afin de prendre en compte l'autocorrélation dans le terme d'erreurs. Ce qui revient donc à :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta y_t = \tau + \gamma y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (17)$$

$$\Delta y_t = \tau + \tau t + \gamma y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (18)$$

où le nombre de retards est sélectionné à l'aide d'un critère d'information comme le AIC ou le SBC (Scharwz Bayesian Criterion). Si l'hypothèse nulle $\gamma=0$ est rejeté, alors la série y_t est stationnaire. Nous choisissons d'employer la version augmentée, Augmented Dickey Fuller (ADF), de ce test afin d'éliminier une éventuelle autocorrélation. Le test ADF fait néanmoins l'objet de critiques au sujet de son manque de puissance sur des échantillons de petite taille. D'après Enders (2010), les tests usuels de racine unitaire ne sont pas performants pour discriminer entre une racine unitaire et une valeur proche de l'unité. Le problème survenant dans dans la puissance du test et de la présence de composantes déterministes. De manière plus formelle, la puissance d'une test se décrit comme la probabilité de rejeter de manière fausse une hypothèse nulle. Un test puissant parviendra à rejeter correctement l'hypothèse nulle quand une série se trouve être

stationnaire. Le test proposé par Elliott *et al.* (1996) (ERS) répond à ce problème. Ce test permet d'enlever les composantes déterministes en effectuant une régression sur les séries quasi-différenciés puis à faire un test ADF sur les nouvelles séries obtenues. Toujours selon Enders, une critique également adressée au test ADF concerne l'existence de changements structurels qui peuvent biaiser le test vers le non rejet de l'hypothèse de racine unitaire. Perron (1989) montre qu'en incluant un changement structurel à une date exogène on parvient à rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour la plupart des séries macroéconomiques. Nous employons le test de Zivot et Andrews (1992) (ZA) afin de tester la présence de changement structurel dans nos séries. A la différence de Perron qui prend le changement structurel comme exogène (krach du marché boursier de 1929, choc pétrolier de 1973), la procédure ZA sélectionne une date de rupture qui est calculée de manière endogène par une procédure itérative.

Tableau 13 – Résultats des tests ADF sur le PIB réel et le chômage

	Constante sans tendance			Constante et tendance		
	Test	Retards	Valeur critique	Test	Retards	Valeur critique
Niveau						
PIB réel : Allemagne	-2,036	6	-2,89	-2,247	5	-3,45
PIB réel : France	-2,426	5	-2,89	-2,192	5	-3,45
PIB réel : Italie	-3,172	4	-2,89	-0,868	4	-3,45
PIB réel : Royaume-Uni	0,117	4	-2,89	-3,396	6	-3,45
Chômage : Allemagne	-2,303	2	-2,89	-2,019	4	-3,45
Chômage : France	-2,027	1	-2,89	-1,635	1	-3,45
Chômage : Italie	-1,628	5	-2,89	-1,458	5	-3,45
Chômage : Royaume-Uni	-2,82	1	-2,89	-2,857	1	-3,45
Premières différences						
PIB réel : Allemagne	-11,089	0	-2,89	-5,496	5	-3,45
PIB réel : France	-4,256	4	-2,89	-4,816	4	-3,45
PIB réel : Italie	-5,961	3	-2,89	-6,817	5	-3,45
PIB réel : Royaume-Uni	-5,658	3	-2,89	-5,643	3	-3,45
Chômage : Allemagne	-5,224	1	-2,89	-7,241	0	-3,45
Chômage : France	-6,464	0	-2,89	-6,607	0	-3,45
Chômage : Italie	-4,168	4	-2,89	-4,26	4	-3,45
Chômage : Royaume-Uni	-4,413	3	-2,89	-4,454	3	-3,45

^a La structure des retards est choisi à l'aide du critère AIC. Le nombre maximum de retards est fixé à 8. Nous nous référons au modèle avec constante et au modèle avec constante et tendance.

^b L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire, si la série a une racine unitaire, le valeur du test sera supérieure à la valeur critique. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5%.

Tableau 14 – Résultats des tests ERS sur le PIB réel et le chômage

	Constante sans tendance			Constante et tendance		
	Test	Retards	Valeur critique	Test	Retards	Valeur critique
Niveau						
PIB réel : Allemagne	1,725	8	-1,95	-0,752	8	-2,89
PIB réel : France	2,334	2	-1,95	-0,292	2	-2,89
PIB réel : Italie	1,646	1	-1,95	-0,464	1	-2,89
PIB réel : Royaume-Uni	1,585	3	-1,95	-2,499	3	-2,89
Chômage : Allemagne	-0,549	1	-1,95	-1,037	1	-2,89
Chômage : France	-0,043	1	-1,95	-1,324	1	-2,89
Chômage : Italie	-0,843	5	-1,95	-1,227	5	-2,89
Chômage : Royaume-Uni	-1,115	1	-1,95	-1,912	1	-2,89
Premières différences						
PIB réel : Allemagne	-3,21	3	-1,95	-11,96	0	-2,89
PIB réel : France	-4,97	1	-1,95	-6,639	1	-2,89
PIB réel : Italie	-5,392	1	-1,95	-7,657	1	-2,89
PIB réel : Royaume-Uni	-3,768	2	-1,95	-6,905	1	-2,89
Chômage : Allemagne	-7,068	0	-1,95	-6,849	0	-2,89
Chômage : France	-5,795	0	-1,95	-6,89	0	-2,89
Chômage : Italie	-6,726	1	-1,95	-6,741	1	-2,89
Chômage : Royaume-Uni	-4,367	0	-1,95	-3,85	1	-2,89

^a La structure des retards est choisi à l'aide du critère SBC car il s'agit du critère recommandé par Elliott *et al.* (1996). Le nombre maximum de retards est fixé à 8. Nous nous référons au modèle avec constante et au modèle avec constante et tendance.

^b L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire, si la série a une racine unitaire, le valeur du test sera supérieure à la valeur critique. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5%.

Tableau 15 – Résultats des des tests Zivot-Andrews sur le PIB réel et le chômage

	Constante				Constante et tendance			
	Test	Retards	Valeur critique	Rupture	Test	Retards	Valeur critique	Rupture
Niveau								
PIB réel : Allemagne	-3,38	4	-4,8	T4 2002	-5,21	4	-5,08	T1 1990
PIB réel : France	-2,97	5	-4,8	T1 2005	-3,56	5	-5,08	T1 2005
PIB réel : Italie	-1,91	4	-4,8	T3 1983	-2,73	4	-5,08	T2 2001
PIB réel : Royaume-Uni	-3,79	6	-4,8	T3 1979	-3,63	6	-5,08	T3 1979
Chômage : Allemagne	-2,61	8	-4,8	T1 1980	-2,83	8	-5,08	T1 2005
Chômage : France	-3,45	4	-4,8	T2 1999	-3,78	4	-5,08	T3 1983
Chômage : Italie	-3,65	5	-4,8	T2 1981	-3,83	5	-5,08	T3 1985
Chômage : Royaume-Uni	-4,06	1	-4,8	T2 1979	-4,39	1	-5,08	T1 1980

^a La structure des retards est choisi à l'aide du critère SBC. Le nombre maximum de retards est fixé à 8. Nous nous référons au modèle avec constante et au modèle avec constante et tendance.

^b L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire contre l'hypthèse alternative d'une tendance déterministe avec une date de rupture inconnue. Une valeur du test qui supérieure à la valeur critique indique un rejet de l'hypothèse nulle. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5%.