



Paper submitted to the ERF 25TH Annual Conference:
“RESEARCH NETWORKS, KNOWLEDGE
AND DEVELOPMENT POLICY”

Kuwait, 10-12 March 2019

Themes: Macroeconomics

Les fluctuations cycliques de la production et du chômage au Maroc : une approche sectorielle de la loi d’Okun

Zakaria El Faiz^{a,*}, Said Tounsi^{b,*}

^a*Doctorant, Laboratoire d’Économie Appliquée, Université Mohammed V de Rabat*

Phone : 00212.6.69.30.28.08

Adresse : Rue 2, N° 9, Lot. Mbarka, Zitoune, Meknes, Maroc

^b*Enseignant-chercheur, Laboratoire d’Économie Appliquée, Université Mohammed V de Rabat*

Phone : 00212.6.61.50.72.67

*Adresse : Said Tounsi, Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales,
Avenue des Nations-Unies, B.P. 721 Agdal - Rabat - Maroc*

Les fluctuations cycliques de la production et du chômage au Maroc : une approche sectorielle de la loi d'Okun

Zakaria El Faiz^{a,*}, Said Tounsi^{a,*}

^aLaboratory of Applied Economics, Mohammed V University in Rabat

Abstract

L'objectif de cette étude est de vérifier la validité et la stabilité de la loi d'Okun pour le cas du Maroc sur la période 2000-2014 en données trimestrielles. Une des particularités de notre approche est l'adoption d'une modélisation dynamique permettant d'évaluer la sensibilité du chômage cyclique aux différentes phases d'expansion et de contraction du cycle de la production, ainsi que sa sensibilité aux fluctuations de la production sectorielle. Nos résultats montrent l'existence d'une rupture structurelle dans la relation d'Okun au Maroc, ainsi qu'une forte rigidité du chômage. De même, le test de la symétrie de la relation a montré que le chômage cyclique ne dépend que des phases de contraction de la production cyclique, et plus particulièrement à celles du secteur tertiaire. Les implications de ces résultats en matière de politique économique sont importantes pour au moins trois raisons : l'hypothèse selon laquelle "plus de croissance diminuera le chômage" n'est pas valide à court terme ; La nécessité d'instaurer des politiques permettant la flexibilisation du marché de travail et finalement, l'adoption des politiques basées sur l'offre permettant l'inscription de l'économie marocaine dans un processus de transformation structurelle.

Keywords: Loi d'Okun, Chômage cyclique, Production cyclique

1. Introduction

Depuis le travail pionnier d'Okun (1962), plusieurs chercheurs ont examiné la relation contracyclique entre les variations du chômage et la croissance économique. En effet, Okun (1962) a montré que les variations de la production nationale ont un impact significatif sur la réduction du taux de chômage de l'économie américaine durant les années 50. Depuis la publication de ce travail, l'existence des liens entre le chômage et la production ne soulevait pas beaucoup de controverses au niveau empirique pour les pays développés, pourtant, ces liens sont fortement discutés pour les pays en développement pour lesquels cette relation n'est pas valide, voire positive contrairement aux suggestions d'Okun (1962).

Comme la plupart des pays en développement, la persistance du chômage et la faible contribution de la croissance dans la création des emplois constituent des problèmes majeurs de l'économie marocaine. En effet, l'analyse de la situation actuelle du marché de travail permet de constater que

*. Corresponding authors : Zakariaelfaiz@gmail.com & Sadtounsi@gmail.com

l'économie marocaine est non seulement peu créatrice d'emplois, mais crée de moins en moins comme en illustre l'appauvrissement continu du contenu en emplois de la croissance économique durant ces dernières années, où l'économie marocaine n'a créé que 26,4 milles nouveaux emplois nets en moyenne sur la période 2012-2016, pour une population en âge de travailler qui a connu une augmentation nette de 270 milles en moyenne (Chauffour, 2018).

Ces constats ouvrent la discussion sur la capacité de l'économie marocaine à créer de l'emploi et réduire le chômage, une relation étudiée principalement en recourant à la loi d'Okun. Cependant, la littérature n'est pas unanime sur la validité de cette loi au Maroc, et ses principales conclusions soutiennent que le Maroc a besoin d'une croissance économique plus forte pour réduire le chômage. Pourtant, plusieurs critiques méthodologiques peuvent être adressées à ces travaux. En général, ces derniers proposent l'analyse de la relation statique d'Okun (en gap ou en différence) en fréquence annuelle, alors que la littérature propose d'autres spécifications. De même, la nature des données utilisées remet en question plusieurs résultats, en effet, avant l'année 1999, les enquêtes sur l'emploi au Maroc ne couvraient que le milieu urbain, ce qui introduit des biais de mesure dans l'estimation et impose aux chercheurs un nombre restreint d'observations.

Cet article propose non seulement de vérifier la validité empirique de la loi d'Okun standard, mais suggère aussi une analyse de la dynamique de cette relation, sa stabilité dans le temps, sa sensibilité symétrique aux périodes de contraction et d'expansion du cycle économique, et l'étude de l'impact des fluctuations de la production sectorielle sur celles du chômage sur la période 2000-2014 en utilisant des données trimestrielles. Le reste de l'article est organisé comme suit, la section 2 dresse un état des lieux de la littérature sur la question, notamment la littérature nationale. La section 3 présente les données et la méthodologie adoptée. La section 4 restitue les résultats des estimations, et enfin les principales conclusions sont présentées dans la section 5.

2. Revue de littérature

Pour l'analyse de la relation entre le chômage et la croissance, Okun (1962) a examiné deux modèles, le modèle en gap et le modèle en différence¹. La version en différence établit le lien entre la variation du taux de chômage et le taux de croissance du Produit National Brut (PNB). Cette relation repose sur l'hypothèse qu'une augmentation de la croissance permet d'augmenter le niveau d'emploi et par conséquent, réduire le niveau de chômage dans un contexte où la population active croît à un taux fixe. De l'autre côté, la version en gap permet d'établir le lien entre l'écart du chômage et l'écart de la production par rapport à leurs valeurs potentielles, sous l'hypothèse qu'un taux de chômage élevé est lié à l'existence de ressources inutilisées. Autrement, une production inférieure à son niveau potentiel indique que les ressources ne sont pas pleinement utilisées. Et inversement, lorsque la production réelle est plus proche de la production potentielle, les ressources disponibles sont mieux utilisées et le taux de chômage devient plus faible.

Il existe aujourd'hui une vaste littérature couvrant les deux versions initialement introduites par Okun. Des articles récents suggèrent que les propriétés de la relation ont changé au fil du temps. Ainsi, la nature statique de la relation d'Okun a été critiquée dans la mesure où elle ne prend pas en considération l'aspect dynamique de la relation entre le taux de chômage et la croissance. En effet,

1. Okun (1962) a estimé également l'élasticité emploi-production dans un troisième modèle.

l'évolution du taux de chômage peut suivre un processus autorégressif indiquant l'existence d'une inertie dans la détermination de ses valeurs actuelles, de même, l'évolution du chômage peut être expliquée par les valeurs passées de la production. Ces critiques ont conduit à la formulation d'une version dynamique exprimée en fonction du taux de croissance et du taux de chômage retardés. [Tatom et al. \(1978\)](#) ont proposé une version de la loi d'Okun augmentée du retard du PNB, les résultats de leurs estimations ont montré que l'introduction du retard de la production corrige les problèmes d'autocorrélation et améliore la capacité de prévision du modèle. [Evans \(1989\)](#) a estimé un modèle vectoriel autorégressif (VAR) pour identifier la relation dynamique entre la production et le chômage pour l'économie américaine sur la période 1950-1985. Ses résultats montrent l'existence d'une relation à long terme entre la croissance du PIB et le taux de chômage aux alentours de -0,30, ce qui correspond aux conclusions d'Okun.

D'un autre côté, [Okun \(1962\)](#) suppose que la relation entre les variations du chômage et de la production est symétrique, ce qui implique que les expansions et les contractions du cycle de production ont le même effet sur le chômage. Par contre, [Harris and Silverstone \(2001\)](#) soutiennent que cette spécification n'est pas toujours appropriée, et que le test de l'asymétrie dans la relation production-chômage est important pour au moins trois raisons ; Premièrement, sur le plan théorique, le lien entre l'offre agrégée et la courbe de Phillips peut être revu, l'existence d'une asymétrie dans la relation d'Okun renforcerait les arguments en faveur d'une courbe de Phillips asymétrique. Deuxièmement, la connaissance de l'ampleur de l'asymétrie de la relation production-chômage pourrait être utile tant pour les politiques structurelles (par exemple, les réformes du marché de travail) que pour les politiques de stabilisation (par exemple, les réponses appropriées de la politique monétaire). Enfin, ignorer l'asymétrie de la loi d'Okun, lorsqu'elle est présente, pourrait conduire à des erreurs de prévision. La présence de l'asymétrie de relation d'Okun est expliquée par plusieurs facteurs, comme la substitution des facteurs de production, les variations dans les taux d'activité et de la croissance sectorielle, les coûts d'ajustement asymétrique entre les entreprises en expansion et en contraction, et l'inadéquation entre les demandeurs et les offreurs d'emploi ([Holmes and Silverstone, 2006](#)).

Sur le plan empirique, [Harris and Silverstone \(2000, 2001\)](#) testent la relation de Co-intégration entre le chômage et la production pour plusieurs pays de l'OCDE (Australie, Canada, Allemagne, Japon, Nouvelle-Zélande, le Royaume-Uni et les États-Unis). En ne prenant pas en compte l'asymétrie de la relation d'Okun, les auteurs rejettent l'hypothèse de l'existence d'une relation de long terme entre les deux variables. Alors qu'en utilisant une approche asymétrique, les auteurs confirment l'existence d'une relation de long terme entre le chômage et le PIB réel (à l'exception du Canada), et que l'ajustement à court terme au déséquilibre diffère selon que l'on tient compte des fluctuations à la hausse ou à la baisse du cycle économique. Aussi, [Silvapulle et al. \(2004\)](#), en utilisant les données des États-Unis sur la période 1947 à 1999, montrent qu'à court terme, le chômage cyclique est plus sensible aux variations négatives du PIB réel qu'aux variations positives.

Les transformations des structures productives et la structure de l'emploi d'une économie peuvent jouer un rôle important dans la détermination de la forme et de la stabilité de la relation d'Okun. [Palley \(1993\)](#) a montré, pour le cas des États-Unis sur la période 1948 à 1991, que le coefficient d'Okun s'est amélioré suite aux modifications de la structure de l'offre de travail avec le changement de la démographie et l'augmentation de l'emploi des femmes, et la modification de la structure de l'emploi par secteur, en particulier la baisse de l'emploi dans le secteur de

l'agriculture et des secteurs à faible élasticité d'emploi au profit des secteurs à forte élasticité. De même, selon l'auteur, ces transformations contribuent à l'instabilité de la relation dans le temps et entraînent des effets asymétriques dans la relation d'Okun, rejoignant ainsi les conclusions de [Neftci \(1984\)](#), [Rothman \(1991\)](#), [Harris and Silverstone \(2000, 2001\)](#) et [Silvapulle et al. \(2004\)](#) sur le comportement asymétrique du chômage par rapport à la croissance.

Du côté de la demande, [Anderton et al. \(2014\)](#) testent la capacité de la loi d'Okun à prédire les mouvements du chômage, en procédant par la désagrégation du Produit Intérieur Brut en fonction de ses composantes de la demande pour 17 pays de la zone Euro sur la période 1996Q1-2013Q4. Les résultats des estimations montrent que le chômage est plus sensible aux variations de la consommation finale, composée principalement des produits du secteur des services à forte intensité en travail, alors que le commerce extérieur, composé des produits du secteur manufacturier à forte productivité, a un impact faible sur les variations du chômage. Pour leur part, [Apap and Gravino \(2017\)](#) testent la sensibilité du chômage aux variations des secteurs manufacturiers et des services pour l'économie de Malte sur la période 2000-2012. Les résultats de l'étude montrent que le chômage est plus sensible aux secteurs des services qu'au secteur manufacturier, ce qui rejoint les résultats de [Palley \(1993\)](#) et [Anderton et al. \(2014\)](#), et confirme l'existence des liens entre les transformations des structures productives d'un pays et la sensibilité du chômage à la croissance, et par conséquent, la forme et la stabilité de la loi d'Okun.

Pour le cas du Maroc, plusieurs travaux ont estimé les deux modèles statiques d'Okun. [Mandri et al. \(2018\)](#) estiment les deux versions de la relation d'Okun, la relation en différence et la relation en gap, sur des données annuelles de l'économie marocaine, tirées de la base de données du Haut-commissariat au Plan (HCP) sur la période 1999-2016. Pour les deux versions, les auteurs ont trouvé des coefficients significatifs de -0.147 et -0.151. En désagrégant le PIB à partir des composantes de la demande, leurs résultats montrent que la formation brute du capital et les exportations ont un effet significatif sur les variations du chômage soit respectivement des coefficients de l'ordre de -0.052 et -0.045. Selon les auteurs, l'augmentation des importations de 1% conduit à une augmentation du taux de chômage de 0.066%, alors que la consommation finale n'a pas d'impact significatif.

En utilisant la même source de données, [Soudi and Ziroili \(2018\)](#) avaient trouvé le même coefficient d'Okun (-0.15), leur analyse a porté aussi sur la désagrégation du taux de chômage par genre, par tranche d'âge, par milieu et par niveau de qualification. Leurs résultats montrent que la catégorie la plus sensible à la conjoncture économique est celle des diplômés de niveau supérieur avec un coefficient de -0.75. Les coefficients des relations relatives au chômage des femmes, des jeunes de moins de 30 ans, du milieu rural et des non diplômés s'avèrent non significatifs sur la période d'étude. Dans un autre papier, [Ezzahid and El Alaoui \(2014\)](#) en utilisant aussi les données du HCP pour estimer la loi d'Okun sur la période 1999-2012, aboutissent aux mêmes résultats que ceux du [Mandri et al. \(2018\)](#) et [Soudi and Ziroili \(2018\)](#) avec un coefficient significatif de -0.14.

Les résultats diffèrent significativement en élargissant la durée d'étude pour couvrir les années 90, du fait que les enquêtes sur l'emploi au Maroc ne couvraient que le milieu urbain avant 1999. Ainsi, pour la période 1995-2015, [Ball et al. \(2015\)](#) et [An et al. \(2017\)](#) estiment les spécifications en gap et en différence de la relation d'Okun pour le Maroc en utilisant la base de données "World Economic Outlook" du FMI. Les résultats des auteurs montrent des coefficients non significatifs de -0.023 et -0.042 pour la spécification en gap et en différence. De même, sur la période 1991-

2014, [El Aynaoui and Ibourk \(2016\)](#) présentent les résultats de quatre spécifications, en différence, en taux de croissance et en gap avec des paramètres de lissage du filtre HP de 100 et de 12 pour plusieurs pays africains en utilisant la base des données du Bureau International du Travail (BIT) et de la Banque mondiale (WDI). Les résultats trouvés pour le cas du Maroc divergent dans les quatre spécifications, avec des coefficients de -0.093, -0.039, -0.195 et -0.098 respectivement. Seul le coefficient de la spécification en gap avec $\lambda = 100$ est significatif (-0.195).

Dans la littérature, seuls les travaux de [Moosa \(2008\)](#) et [Bourhanbour and Lagrine \(2018\)](#) ont estimé la loi d'Okun pour le Maroc en utilisant des données trimestrielles. [Moosa \(2008\)](#) estime le coefficient d'Okun sur la période 1990-2005 pour l'Algérie, l'Égypte, le Maroc et la Tunisie. En raison de l'indisponibilité des données trimestrielles pour ces pays, l'auteur a dû recourir à l'interpolation pour obtenir des données trimestrielles à partir des données annuelles disponibles. Les résultats des estimations montrent que la loi d'Okun n'est pas valide dans les pays étudiés sur la période 1990-2005, avec un coefficient de 0.102 pour le cas du Maroc. [Bourhanbour and Lagrine \(2018\)](#) estiment plusieurs spécifications en désagrégant à la fois le taux de chômage et la valeur ajoutée. Sur les trois périodes (1999Q1-2014Q4, 1999Q1-2004Q1 et 2004Q1-2014Q4), les coefficients sont respectivement de l'ordre de -0.002, 0.07 et -0.08, seul le coefficient de la dernière période est significatif.

3. Données et méthodologie

Dans ce travail, nous avons l'intention de tester la validité de la loi Okun sous différentes spécifications pour le cas du Maroc au cours de la période 2000-2014. Pour ce faire, nous utiliserons des estimations en séries chronologiques sur des données trimestrielles. Les données utilisées proviennent du Haut-Commissariat au Plan (HCP) étant l'institution chargée de la production des données statistiques au Maroc².

La spécification du modèle est effectuée en adoptant souvent un modèle linéaire et statique liant les variations du taux de chômage aux variations de la production logarithmique d'un pays «spécification en différence», ou en associant les fluctuations de la composante cyclique du taux de chômage à celles du PIB «spécification en gap». Nous utilisons l'approche en gap suivant [Weber \(1995\)](#) pour estimer la loi d'Okun en adoptant les équations suivantes :

$$\begin{aligned}\hat{u}_t &= \alpha \hat{y}_t + \varepsilon_t \\ \hat{u}_t &= u_t - u_t^* \\ \hat{y}_t &= y_t - y_t^*\end{aligned}\tag{1}$$

Dans l'équation (1) u_t désigne le taux de chômage, y_t est le logarithme du PIB, ε_t est un processus *i.i.d.*, enfin, α est le coefficient d'Okun mesurant la sensibilité du chômage cyclique par rapport à la production cyclique. u_t^* est le taux de chômage naturel, et y_t^* indique le potentiel ou le niveau tendanciel de la production. La différence entre les variables observées et la tendance "le potentiel" correspond à la composante cyclique (\hat{u}_t et \hat{y}_t).

2. Il convient de noter que les données sur le PIB réel sont exprimées en prix constants de l'année de base 1998. Les données sur le chômage, sont issues des enquêtes nationales trimestrielles sur l'emploi.

Pour extraire la composante cyclique des données, nous avons utilisé le filtre de [Hodrick and Prescott \(1997\)](#)³, où une série temporelle y_t peut être représentée comme la somme d'une composante cyclique c_t et une tendance g_t :

$$y_t = g_t + c_t \quad \text{pour } t = 1, \dots, T.$$

En principe, selon [Hodrick and Prescott \(1997\)](#), le lissage de la trajectoire g_t est mesuré par la somme des carrés de sa seconde différence; c_t sont les écarts par rapport à g_t , avec une moyenne proche de zéro dans le long terme. Ces considérations conduisent au programme d'optimisation suivant pour déterminer g_t :

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

où $c_t = y_t - g_t$. Le paramètre λ est un nombre positif qui pénalise la variabilité de la tendance.

Afin de tenir compte de la dynamique de la relation entre le chômage et les fluctuations de la production, nous considérons une deuxième spécification pour la loi d'Okun conforme à l'approche de [Silvapulle et al. \(2004\)](#), qui permet de prendre en considération le caractère dynamique de la relation chômage-production. L'équation (2) est la version à retards distribués de la spécification en gap de l'équation (1).

$$\hat{u}_t = \sum_{p=1}^P \psi_p \hat{u}_{t-p} + \sum_{q=0}^Q \alpha_q \hat{y}_{t-q} + \varepsilon_t \quad (2)$$

L'effet à moyen terme de la production sur le chômage est calculé selon la formule suivante :

$$\varphi = \frac{\sum_{q=0}^Q \alpha_q}{1 - \sum_{p=1}^P \psi_p}$$

Pour tester l'asymétrie de la loi d'Okun, nous allons estimer l'équation (3) en se basant sur l'identification de [Lee \(2000\)](#) suivante :

$$\hat{u}_t = -[\alpha^+ I^+ \hat{y}_t + \alpha^- I^- \hat{y}_t] + \varepsilon_t \quad (3)$$

Avec I est une fonction indicatrice telle que :

$$I^+ = \begin{cases} 1 & \text{si } \hat{y}_t \geq 0 \\ 0 & \text{si } \hat{y}_t < 0 \end{cases} ; \quad I^- = \begin{cases} 1 & \text{si } \hat{y}_t < 0 \\ 0 & \text{si } \hat{y}_t \geq 0 \end{cases}$$

De même, l'équation (3) peut être exprimée sous la forme dynamique suivante :

3. Il faut noter que récemment diverses critiques ont été adressées à l'utilisation de ce filtre (e.g. [Hamilton \(2017\)](#)). Nous utilisons le filtre HP pour des fins de comparaison avec la littérature existante.

$$\hat{u}_t = \sum_{p=1}^P \psi_i \hat{u}_{t-i} + \sum_{q=0}^Q \alpha_i^+ I^+ \hat{y}_{t-i} + \sum_{q'=0}^{Q'} \alpha_i^- I^- \hat{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

L'effet à moyen terme de la production sur le chômage est décomposé en effet d'expansion du cycle φ^+ et de contraction du cycle φ^- suivant :

$$\varphi^+ = \frac{\sum_{q=0}^Q \alpha_i^+}{1 - \sum_{p=1}^P \psi_i} \quad \text{et} \quad \varphi^- = \frac{\sum_{q'=0}^{Q'} \alpha_i^-}{1 - \sum_{p=1}^P \psi_i}$$

Selon [Silvapulle et al. \(2004\)](#) φ^+ et φ^- doivent être négatifs. De même, si $\alpha_i^+ = \alpha_i^-$ pour chaque retard i , on rejette l'hypothèse d'asymétrie et le modèle (4) peut être réduit à l'équation symétrique (2), et par conséquent φ^+ et φ^- seront égaux à φ .

Afin de prendre en considération l'impact de l'évolution des structures productives et les spécificités de la croissance de la production sectorielle et leur impact sur le chômage, nous adoptons la spécification de [Apap and Gravino \(2017\)](#) pour désagréger le PIB. Ainsi, l'équation (2) sera exprimée en fonction de trois secteurs de production, le secteur primaire, secondaire et tertiaire sous une forme dynamique (équation 5). Finalement, nous définissons une dernière équation (6) permettant d'estimer les effets asymétriques liés à chaque secteur.

$$\hat{u}_t = \sum_{p=1}^P \psi_i \hat{u}_{t-i} + \sum_{q=0}^Q \alpha_i^p \lambda^p \hat{y}_{t-i}^p + \sum_{j=0}^J \alpha_i^s \lambda^s \hat{y}_{t-i}^s + \sum_{k=0}^K \alpha_i^t \lambda^t \hat{y}_{t-i}^t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \hat{u}_t = & \sum_{p=1}^P \psi_i \hat{u}_{t-i} + \sum_{q=0}^Q \alpha_i^{p+} \lambda^p \hat{y}_{t-i}^{p+} + \sum_{q'=0}^{Q'} \alpha_i^{p-} \lambda^p \hat{y}_{t-i}^{p-} + \sum_{r=0}^R \alpha_i^{s+} \lambda^s \hat{y}_{t-i}^{s+} \\ & + \sum_{r'=0}^{R'} \alpha_i^{s-} \lambda^s \hat{y}_{t-i}^{s-} + \sum_{k=0}^K \alpha_i^{t+} \lambda^t \hat{y}_{t-i}^{t+} + \sum_{k'=0}^{K'} \alpha_i^{t-} \lambda^t \hat{y}_{t-i}^{t-} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

α_i^j représente la sensibilité du chômage cyclique à la production cyclique du secteur j au retard i , pour $j = p, s, t$. $\lambda^j = VA^j/PIB$ étant le poids de la contribution du secteur j dans le PIB. Le coefficient d'Okun est obtenu par le produit du poids du secteur et le coefficient estimé ($\lambda^j \alpha_i^j$). $\alpha_i^{(j+)}$ et $\alpha_i^{(j-)}$ représentent la sensibilité du chômage cyclique aux phases d'expansion et de contraction du cycle de la production du secteur j .

4. Résultats des estimations

Dans ce qui suit, nous allons présenter les résultats des estimations de la loi d'Okun, réalisées sur la base des données trimestrielles de l'économie marocaine sur la période 2000Q1-2014Q4. Dans un deuxième lieu, nous présentons le test de l'asymétrie de la relation, et finalement, les résultats de l'impact de l'évolution des structures productives sur le chômage. À chaque régression seront associées deux figures : un nuage de points permettant de visualiser le degré de corrélation entre le chômage et la production ainsi que le résultat de l'estimation récursif des coefficients.

Spécifications statiques

Le nuage de points dans la figure (1.a) montre une relation inverse entre la composante cyclique du chômage et celle du PIB. Néanmoins, on suspecte trois points aberrants (les deuxièmes trimestres des années 2002, 2004 et 2006)⁴. En introduisant des variables muettes pour capter l'effet de ces points, les résultats présentés dans le tableau (1) (première colonne) corroborent ceux de la littérature sur l'existence d'une relation inverse et significative au seuil de 5% sur la période 2000-2014 avec un coefficient d'Okun de -0,087. Une batterie de tests a été appliquée pour évaluer cette régression. Le coefficient de détermination R^2 ajusté suggère que la composante cyclique du chômage est expliquée à hauteur de 39% par celle du PIB, un coefficient acceptable compte tenu que la régression ne contient qu'une seule variable explicative. Les hypothèses nulles des tests de normalité, d'homoscédasticité et d'absence d'autocorrélation sont acceptées. Par contre, le test de stabilité effectué par le test de ruptures multiples de Quandt-Andrews⁵ indique une rupture dans l'estimation à la date 2005Q2, l'estimation récursive des coefficients confirme ce constat où la figure (3.a) montre une instabilité du coefficient estimé sur la période 2000-2006, voire même positif entre les années 2002-2005.

Pour pallier à ce problème, nous avons découpé la période d'étude en deux sous-échantillons, 2000Q1-2006Q4 et 2007Q1-2014Q4. La visualisation graphique du comportement des deux variables sur la figure (2.b) montre des fluctuations très larges et erratiques entre les deux variables sur la période 2000Q1-2006Q4. Un constat confirmé par l'estimation d'un coefficient d'Okun non significatif de -0.022. À partir de l'année 2007, les propriétés du modèle s'améliorent et le coefficient d'Okun devient significatif au seuil de 1%. La stabilité du modèle est assurée en contrôlant le troisième trimestre de 2008. Ainsi, on s'attend à ce qu'une augmentation d'un point de pourcentage du PIB, conduirait à une diminution du taux de chômage de 0.13 point en moyenne.

Spécification dynamique

Les résultats de l'analyse de la relation dynamique donnée par l'équation (2) sont présentés dans le tableau (2). La spécification du nombre du retard (p, q) est effectuée en choisissant le modèle qui minimise le critère d'information d'Akaike (AIC). Les résultats de sélection suggèrent un modèle ARDL(2,0) pour les périodes 2000-2014 et 2000-2006, alors que pour la période 2007-2014, le modèle ARDL (1,0) paraît le mieux approprié selon le même critère. Comme on a détecté plusieurs points aberrants dans l'estimation de la relation statique, nous allons utiliser le M-estimator⁶ pour estimer les modèles autorégressifs à retard échelonné.

Contrairement aux résultats de la spécification statique, les estimations de la spécification dynamique montrent que le chômage cyclique ne dépend que de ses valeurs retardées pour la période

4. La détection des valeurs aberrantes est effectuée à l'aide du test DFFITS. La valeur du test est une mesure qui nous informe sur le degré de l'influence d'une observation sur la régression en effectuant une différence normalisée entre les valeurs estimées de l'équation originale et une nouvelle équation estimée sans cette observation. On a pu détecter plusieurs autres points aberrants, l'inclusion de ces points dans l'estimation n'affecte pas la valeur du coefficient.

5. "Quandt-Andrews test" teste l'existence de un ou plusieurs points de rupture inconnus dans un échantillon donnée, voir Andrews (1993) pour plus de détail.

6. M-estimator est un estimateur robuste développé par Huber (1964) qui permet de prendre en considération le poids des points aberrants dans la régression.

2000-2014 et la sous période 2000-2006. En général, ce comportement est associé à la présence des effets d'hystérèse du chômage. Par contre, deux constats peuvent être tirés des résultats de la période 2007-2014. Premièrement, une réduction sensible de la valeur du coefficient d'Okun estimé (-0.11) par rapport à la relation statique (-0.13) ; deuxièmement, une réduction du poids du caractère autorégressif de la dynamique du chômage cyclique par rapport à la période 2000-2006, ce qui suggère que la dynamique du marché de travail s'est améliorée à partir de 2007.

Asymétrie

Les résultats des estimations statiques et dynamiques de l'équation (4) reportés dans les tableaux (3 et 4), montrent que les paramètres estimés correspondant aux phases de contraction ($y_t < 0$) et d'expansion ($y_t > 0$) diffèrent considérablement. En effet, les résultats indiquent que les phases d'expansion de la production cyclique n'affectent pas le chômage cyclique dans les trois périodes étudiées pour les deux spécifications, statique et dynamique. Alors que la diminution de la production cyclique produit une augmentation du chômage d'environ 0.13 point de pourcentage sur la période 2007-2014. Les résultats de la période 2000-2006 montrent que le taux de chômage ne dépend pas du cycle économique dans ses différentes phases de contraction et d'expansion, et que ses principaux déterminants sont ses valeurs retardées. Ces résultats suggèrent que l'économie marocaine perd des emplois avec plus d'acuité dans les périodes de contraction, et que cette acuité n'est pas retrouvée lors des périodes d'expansion à même de réduire le chômage *in fine*.

Désagrégation sectorielle

Le tableau (5) présente les résultats obtenus de l'estimation de l'équation (5). La première colonne correspond au coefficient estimé, la deuxième colonne correspond au poids estimé de chaque secteur dans le PIB et la dernière correspond au coefficient d'Okun défini comme le produit du poids du secteur et le coefficient estimé ($\lambda^j \alpha_i^j$). D'après le tableau, les fluctuations du secteur tertiaire sont les plus importantes dans l'explication des fluctuations du chômage avec un coefficient significatif, proche de celui de la relation agrégé, de -0.1. Le coefficient associé au secteur primaire est non significatif pour la relation contemporaine, et ce, malgré son poids important dans l'emploi (40% de la population active occupée). Par contre, on observe à partir de 2007 une amélioration de la relation entre les fluctuations du secteur secondaire et ceux du chômage avec un coefficient significatif de -0.015.

Comparaison des fluctuations de la production sectorielle par rapport aux fluctuations du chômage

	σ_i	$\sigma_i/\sigma_{\hat{u}}$
\hat{u}_t	0.005	1
\hat{y}_t^p	0.085	15,330
\hat{y}_t^s	0.021	3.762
\hat{y}_t^t	0.008	1.567

À cet égard, deux justifications peuvent être avancées, la première est la faible importance des contributions des secteurs primaire (17%) et secondaire (27%) dans la valeur ajoutée, tandis que la deuxième est relative aux fortes fluctuations dépassant respectivement 15 et 3.7 fois les fluctuations

du chômage pour le secteur primaire et le secteur secondaire ⁷ (Voire tableau ci-dessus).

Tandis que, les fluctuations du chômage avoisinent celles du secteur tertiaire (1.5) qui contribue à raison de 56% en moyenne dans la valeur ajoutée du Maroc sur la période d'étude, et emploie près de 37% de la population active occupée.

5. Conclusions et implications politiques

L'objectif de cette étude est de contribuer à la littérature existante sur la loi d'Okun au Maroc en examinant, à partir des données trimestrielles, la dynamique de cette relation, son comportement asymétrique et sa sensibilité à la production sectorielle sur la période 2000-2014. Les résultats de cette étude montrent la présence d'une rupture structurelle de la relation au niveau de l'année 2005, mettant en évidence l'existence de deux relations distinctes sur les périodes 2000-2006 et 2007-2014. Les coefficients issus des estimations ne sont significatifs que sur la deuxième période, alors que sur la première (2000-2006), cette relation n'est pas vérifiée, reflétant ainsi une modification des liens entre le marché des biens et services et le marché de travail à partir de 2005. De même, l'analyse de la dynamique de la relation a montré une forte persistance du taux du chômage, et plus particulièrement sur la période 2000-2006, qui peut être associé à la présence des effets d'hystérèse du chômage. D'autre part, le test de l'asymétrie du chômage cyclique par rapport aux périodes de contractions et de récessions du cycle économique indique que les fluctuations du chômage ne dépendent qu'aux phases de récession, suggérant ainsi que la croissance de l'économie marocaine n'arrive pas à créer assez d'emplois permettant la réduction du chômage, encore, elle perd de l'emploi dans les périodes de récession. Finalement, les résultats de la désagrégation du PIB montrent que les fluctuations du chômage sont associées principalement aux fluctuations de la production du secteur tertiaire, et plus particulièrement à ses phases de récession.

Les résultats de cette étude permettent de dégager plusieurs implications en matière de politique économique. Premièrement, la nécessité de la flexibilisation du marché de travail et l'amélioration du processus d'appariement de l'offre et de la demande du travail, à travers la création d'un climat d'investissement attractif dans les secteurs à faible technologie, ce qui permettrait l'absorption d'un chômage de masse de faible qualification et de dynamiser le marché de travail sur le court terme. Deuxièmement, avec la présence de l'asymétrie, l'argument selon lequel « plus de croissance conduirait à moins de chômage » n'est plus valide à court terme, de plus, les politiques conjoncturelles basées sur la demande n'auront pas d'effet sur les variations du chômage, ce qui rend nécessaire l'insertion de l'économie marocaine dans un processus de transformation structurelle permettant le passage des secteurs à faible élasticité d'emploi aux secteurs à forte élasticité et l'orientation de l'investissement public vers projets les plus créateurs d'emploi.

Enfin, d'autres recherches peuvent être menées pour i. Identifier les secteurs à forte intensité d'emploi les plus sensibles aux phases d'expansion, ii. Déterminer les causes de la persistance et de l'asymétrie du chômage, ainsi que leurs liens avec la flexibilité, la réglementation, l'emploi informel et les coûts de licenciement et d'embauche dans le marché de travail marocain.

7. Mesurées par le rapport de l'écart-type des composantes cycliques de la valeur ajoutée sectorielle σ_i par rapport à l'écart-type du chômage \hat{u}_t .

Références

- An, Z., Ghazi, T., Prieto, N. G., 2017. Growth and jobs in developing economies : Trends and cycles.
- Anderton, R., Aranki, T., Bonthuis, B., Jarvis, V., 2014. Disaggregating okun's law : decomposing the impact of the expenditure components of gdp on euro area unemployment. Tech. Rep. 1747, European Central Bank Working Paper.
- Andrews, D. W., 1993. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 821–856.
- Apap, W., Gravino, D., 2017. A sectoral approach to okun's law. *Applied Economics Letters* 24 (5), 319–324.
- Ball, L., Furceri, D., Leigh, D., Loungani, P., 2015. Does one law fit all? cross-country evidence on okun's law, mimeo.
- Bourhanbour, L. D., Lagrine, I., 2018. Dynamique du marché du travail et cycles économiques au maroc. In : Aynaoui, K. E., Ibourk, A. (Eds.), *Les enjeux du marché du travail au Maroc*. OCP Policy Center, Rabat, Morocco.
- Chauffour, J.-P., 2018. *Mémoire économique : le maroc à l'horizon 2040 - investir dans le capital immatériel pour accélérer l'émergence économique*.
- El Aynaoui, K., Ibourk, A., 2016. Policy lessons from okun's law for african countries.
- Evans, G. W., 1989. Output and unemployment dynamics in the united states : 1950–1985. *Journal of Applied Econometrics* 4 (3), 213–237.
- Ezzahid, E., El Alaoui, A., 2014. Economic growth and jobs creation in morocco : Overall and sectors' analysis.
- Hamilton, J. D., 2017. Why you should never use the hodrick-prescott filter. *Review of Economics and Statistics* (0).
- Harris, R., Silverstone, B., 2000. Asymmetric adjustment of unemployment and output in new zealand : Rediscovering okun's law.
- Harris, R., Silverstone, B., 2001. Testing for asymmetry in okun's law : A cross-country comparison. *Economics Bulletin* 5 (2), 1–13.
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C., 1997. Postwar us business cycles : an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1–16.
- Holmes, M. J., Silverstone, B., 2006. Okun's law, asymmetries and jobless recoveries in the united states : A markov-switching approach. *Economics Letters* 92 (2), 293–299.
- Huber, P. J., 1964. Robust estimation of a location parameter. *The annals of mathematical statistics* 35 (1), 73–101.
- Lee, J., 2000. The robustness of okun's law : Evidence from oecd countries. *Journal of macroeconomics* 22 (2), 331–356.
- Mandri, B., El Abbassi, I., Moussir, C. E., 2018. Un regard sur la relation d'okun au maroc : analyse désagrégée de la croissance. In : Aynaoui, K. E., Ibourk, A. (Eds.), *Les enjeux du marché du travail au Maroc*. OCP Policy Center.
- Moosa, I., 2008. Economic growth and unemployment in arab countries : Is okun's law valid? *Journal of Development and Economic Policies* 10 (2), 7–24.
- Neftci, S. N., 1984. Are economic time series asymmetric over the business cycle? *Journal of Political Economy* 92 (2), 307–328.
- Okun, A., 1962. Potential gnp : its measurement and significance. In : *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*.
- Palley, T. I., 1993. Okun's law and the asymmetric and changing cyclical behaviour of the usa economy. *International Review of Applied Economics* 7 (2), 144–162.
- Rothman, P., 1991. Further evidence on the asymmetric behavior of unemployment rates over the business cycle. *Journal of Macroeconomics* 13 (2), 291–298.
- Silvapulle, P., Moosa, I. A., Silvapulle, M. J., 2004. Asymmetry in okun's law. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie* 37 (2), 353–374.
- Soudi, K., Ziroili, M., Janvier - Février 2018. Croissance, inégalité et emploi. *Les Cahiers du Plan* (50).
- Tatom, J., et al., 1978. Economic growth and unemployment : a reappraisal of the conventional view. *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, October, 16–22.
- Weber, C. E., 1995. Cyclical output, cyclical unemployment, and okun's coefficient : A new approach. *Journal of applied econometrics* 10 (4), 433–445.

Figure 1 : Le chômage cyclique en fonction de la production cyclique

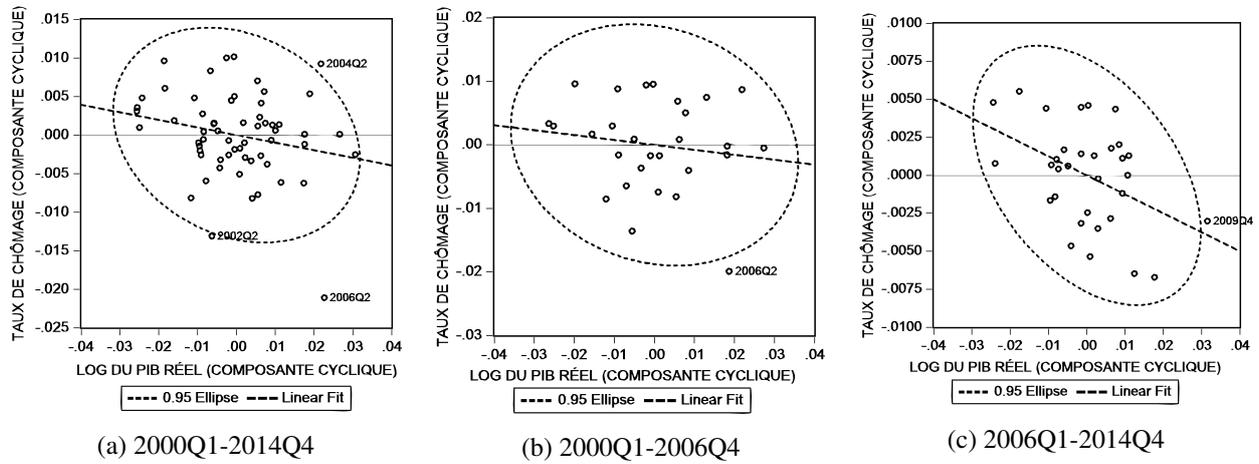


Figure 2 : Évolution du chômage et de la production cyclique

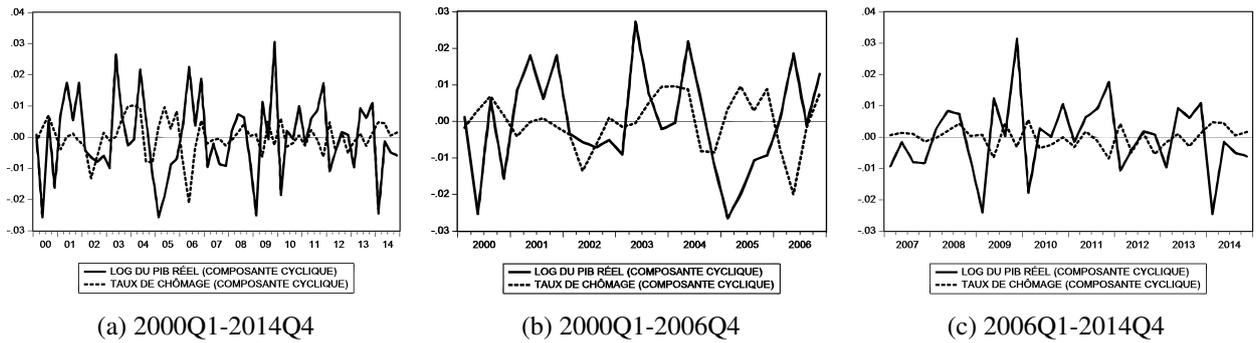


Figure 3 : Résultats des estimations récursives de l'équation (1)

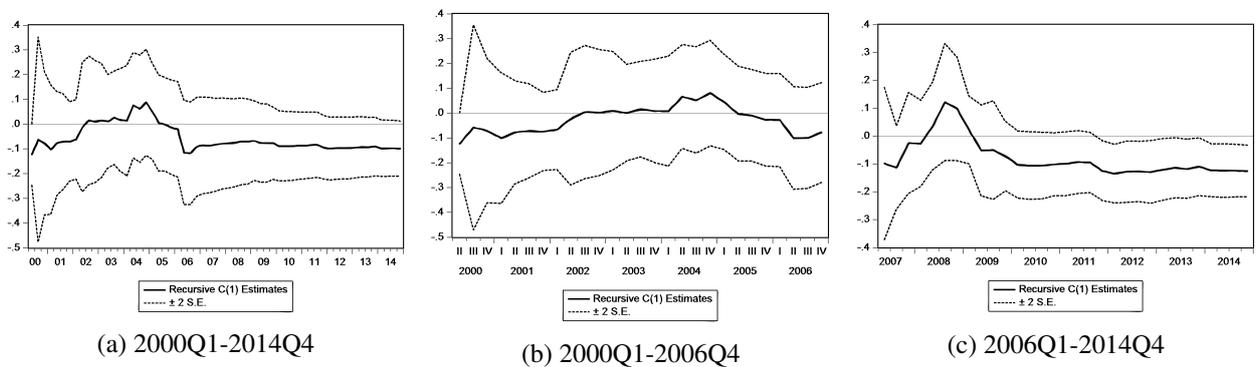


Figure 4 : Évolution du chômage et de la production cyclique sectorielle (2000-2014)

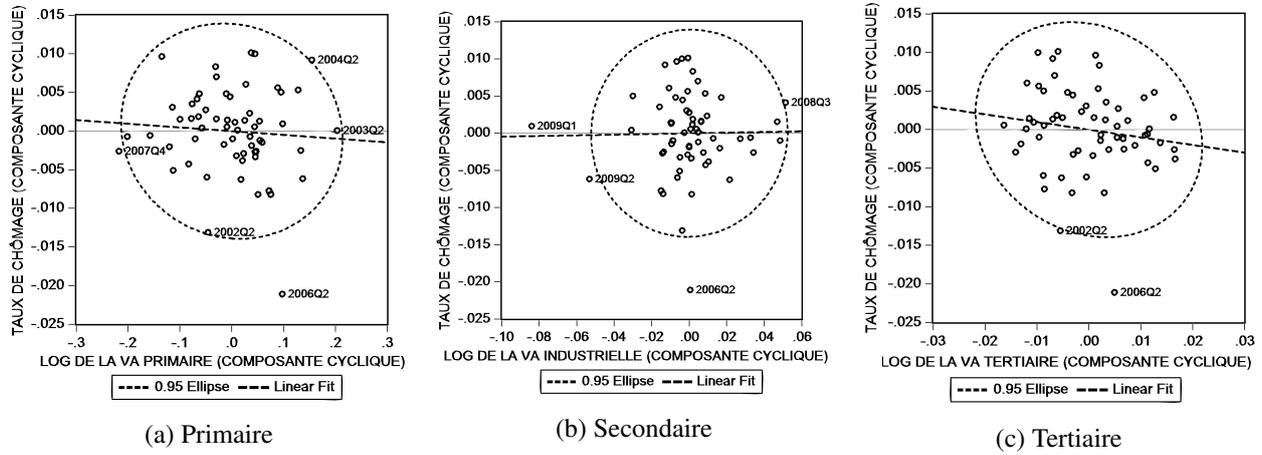


Figure 5 : Évolution du chômage et de la production cyclique sectorielle (2000-2014)

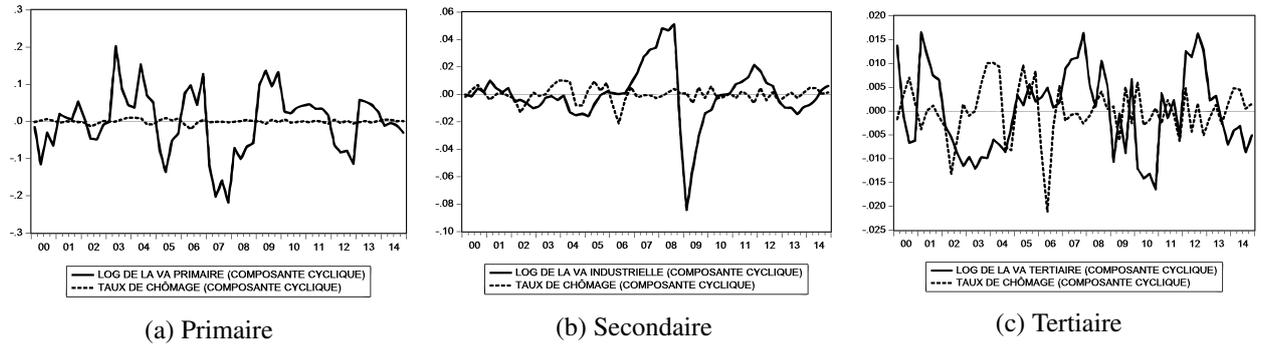


Figure 6 : Résultats des estimations récursives de l'équation (5)

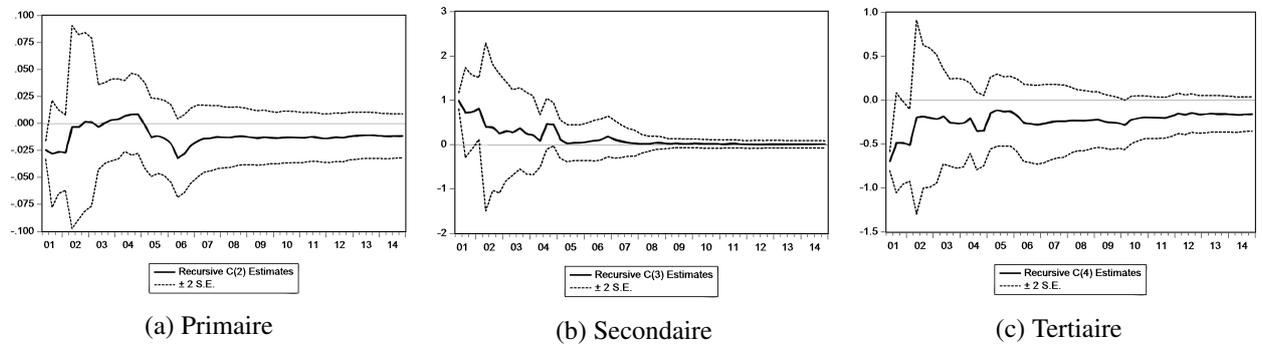


Tableau 1 : Résultat des estimations de la relation statique (équation 1)

	2000Q1-2014Q4	2000Q1-2006Q4	2007Q1-2014Q4
α	-0.087 (0.069)**	-0.022 (0.796)	-0.13 (0.005)***
δ_{2002Q2}	-0.013 (0.002)***	-0.013 (0.028)**	
δ_{2004Q2}	0.011 (0.015)**		
δ_{2006Q2}	-0.019 (0.000)***	-0.019 (0.003)***	
δ_{2008Q3}			0.005 (0.073)*
R^2 ajusté	0.390	0.354	0.248
Test d'autocorrélation (BG LM test)	0.737 (0.691)	2.994 (0.223)	1.98 (0.370)
Test d'hétéroscédasticité (BPG)	1.606 (0.807)	1.81 (0.612)	1.340 (0.511)
Test de normalité (JB)	0.330 (0.847)	0.891 (0.640)	1.537 (0.463)
Nombre d'observations	60	28	32

Notes : La variable dépendante est le chômage cyclique $\hat{u}_t = \alpha \hat{y}_t + \beta Dummy + \varepsilon_t$;
 Les valeurs entre parenthèses représentent les *p-values* ;
 Degré de significativité : *** 1%, ** 5% and * 10%.

Tableau 2 : Résultat des estimations de la relation dynamique (équation 2)

	2000Q1-2014Q4		2000Q1-2006Q4		2007Q1-2014Q4	
	OLS	M-estimation	OLS	M-estimation	OLS	M-estimation
ψ_1	0.331 (0.011)**	0.228 (0.071)*	0.589 (0.004)***	0.576 (0.002)**	-0.243 (0.144)	-0.275 (0.113)
ψ_2	-0.216 (0.094)*	-0.164 (0.192)	-0.492 (0.015)**	-0.496 (0.011)**		
α_0	-0.103 (0.069)*	-0.078 (0.158)	-0.042 (0.657)	-0.035 (0.723)	-0.119 (0.016)**	-0.116 (0.018)**
φ	-0,116	-0,083	-0,046	-0,038	-0,095 **	-0,090 *
R^2 ajusté	0.133	0.02	0.307	0.24	0.247	0.20
Test d'autocorrélation (BG LM test)	0.060 (0.970)		2.236 (0.326)		1.344 (0.510)	
Test d'hétéroscédasticité (BPG)	8.050 (0.045)		4.029 (0.258)		1.237 (0.538)	
Test de normalité (JB)	1.757 (0.415)	4.236 (0.120)	0.700 (0.704)	0.637 (0.727)	0.777 (0.678)	0.647 (0.723)
Nombre d'observations	58	58	26	26	31	31

Notes : La variable dépendante est le chômage cyclique \hat{u}_t , l'effet à long terme est égal à $\varphi = (\sum_{q=0}^Q \alpha_i) / (1 - \sum_{p=1}^P \psi_i)$;
 Les valeurs entre parenthèses représentent les *p-values* ;
 Degré de significativité : *** 1%, ** 5% and * 10%.

Tableau 3 : Résultat des estimations de l'asymétrie de la loi d'Okun statique (équation 3)

	2000Q1-2014Q4	2000Q1-2006Q4	2007Q1-2014Q4
α^+	-0.039 (0.558)	0.028 (0.812)	-0.030 (0.666)
α^-	-0.125 (0.045)**	-0.190 (0.082)*	-0.131 (0.041)**
δ_{2002Q2}	-0.013 (0.001)***	-0.014 (0.009)***	
δ_{2004Q1}	0.0100 (0.018)**	0.009 (0.073)*	
δ_{2004Q2}	0.0101 (0.025)**	0.008 (0.169)	
δ_{2004Q4}		-0.010 (0.050)**	
δ_{2006Q2}	-0.020 (0.000)***	-0.020 (0.001)***	
δ_{2009Q2}			-0.006 (0.046)**
δ_{2011Q4}			-0.006 (0.052)*
Adj. R ²	0.438	0.498	0.294
Test d'autocorrélation (BG LM test)	0.213 (0.898)	0.582 (0.747)	1.371 (0.503)
Test d'hétéroscédasticité (BPG)	3.433 (0.752)	7.394 (0.389)	3.956 (0.411)
Test de normalité (JB)	0.161 (0.922)	0.516 (0.772)	0.569 (0.752)
Nombre d'observations	60	28	32

Notes : La variable dépendante est le chômage cyclique \hat{u}_t ;
 Les valeurs entre parenthèses représentent les *p-values* ;
 Degré de significativité : *** 1%, ** 5% and * 10%.

Tableau 4 : Résultat des estimations de l'asymétrie de la loi d'Okun dynamique (équation 4)

	2000Q1-2014Q4		2000Q1-2006Q4		2007Q1-2014Q4	
	OLS	M-estimation	OLS	M-estimation	OLS	M-estimation
ψ_1	0.275 (0.06)*	0.151 (0.196)	0.593 (0.005)***	0.566 (0.005)***	-0.245 (0.14)	-0.290 (0.105)
ψ_2			-0.490 (0.007)***	-0.475 (0.022)**		
α_0^+	-0.090 (0.379)	0.001 (0.978)	-0.011 (0.916)	0.015 (0.908)	-0.109 (0.116)	-0.091 (0.203)
α_0^-	-0.119 (0.029)**	-0.124 (0.090)*	-0.087 (0.392)	-0.087 (0.594)	-0.130 (0.019)**	-0.134 (0.068)*
φ^+	-0.365	-0.15	-0.114	-0.076	0.136	0.199
φ^-	-0.394**	-0.275*	-0.19	-0.178	0.115**	0.156*
Adj. R ²	0.095	0.024	0.280	0.179	0.195	0.168
Test d'autocorrélation (BG LM test)	2.768 (0.250)		2.172 (0.337)		1.378 (0.501)	
Test d'hétéroscédasticité (BPG)	3.042 (0.385)		5.411 (0.247)		1.531 (0.674)	
Test de normalité (JB)	6.307 (0.042)	15.628 (0.000)	0.612 (0.736)	0.587 (0.745)	0.690 (0.707)	0.434 (0.804)
Nombre d'observations	59	59	26	26	31	31

Notes : La variable dépendante est le chômage cyclique \hat{u}_t ;

Les valeurs entre parenthèses représentent les *p-values* ;

Degré de significativité : *** 1%, ** 5% and * 10%.

Tableau 5 : Résultat des estimations de loi d'Okun désagrégée (équation 5)

	2000Q1-2014Q4			2007Q1-2014Q4		
	β_i	λ_i	Coefficients d'Okun	β_i	λ_i	Coefficients d'Okun
ψ_1				-0.430 (0.002)***		
α_p	-0.011 (0.171)	0.17	-0,001	-0.010 (0.225)	0.17	-0,001
$\alpha_p (-5)$	-0.011 (0.032)**	0.17	-0,002**	-0.0289 (0.000)***	0.17	-0,005***
α_s	0.008 (0.762)	0.27	0,002	0.057 (0.016)**	0.27	0,015**
α_t	-0.141 (0.040)**	0.56	-0,079**	-0.166 (0.006)***	0.56	-0,092***
Adj. R ²	0.620			0.650		
Test d'autocorrélation (BG LM test)	2.167 (0.338)			1.663 (0.435)		
Test d'hétéroscédasticité (BPG)	3.029 (0.980)			6.257 (0.510)		
Test de normalité (JB)	0.065 (0.967)			1.766 (0.413)		
Nombre d'observations	55			27		

*La variable dépendante est le chômage cyclique. Le tableau ne présente que les résultats des coefficients d'intérêt. Nous avons inclue dans la régression de 2000-2014 six points aberrants détectés : 2002Q2, 2003Q4, 2004Q1, 2004Q2, 2005Q4, 2006Q2, et un terme AR(3) pour corriger le problème d'autocorrélation. Pour la deuxième régression, 2007-2014, nous avons inclue deux points aberrants : 2011Q4 et 2014Q2.

Tableau 6 : Résultat des estimations de l'asymétrie de loi d'Okun désagrégée (équation 6)

	2000Q1-2014Q4			2007Q1-2014Q4		
	β_i	λ_i	Coefficients d'Okun	β_i	λ_i	Coefficients d'Okun
ψ_1	0.202 (0.028)**					
α_p^+	-0.014 (0.274)	0.17	-0.002	-0.046 (0.029)**	0.17	-0.007**
α_p^-	0.008 (0.612)	0.17	0.001	0.054 (0.100)*	0.17	0.009
$\alpha_p^+(-1)$	-0.002 (0.856)	0.17	-0.000			
$\alpha_p^-(-1)$	-0.072 (0.000)***	0.17	-0.012***			
$\alpha_p^+(-5)$	-0.059 (0.000)***	0.17	-0.010***	-0.034 (0.045)**	0.17	-0.005**
$\alpha_p^-(-5)$	-0.019 (0.183)	0.17	-0.003	-0.011 (0.456)	0.17	-0.001
α_s^+	-0.111 (0.074)*	0.27	-0.030*	0.092 (0.060)**	0.27	0.025**
α_s^-	0.086 (0.062)*	0.27	0.023*	-0.009 (0.851)	0.27	-0.002
α_t^+	-0.076 (0.660)	0.56	-0.042	0.284 (0.203)	0.56	0.159
α_t^-	0.049 (0.718)	0.56	0.027	-0.349 (0.036)**	0.56	-0.195**
$\alpha_t^+(-1)$	-0.419 (0.015)**	0.56	-0.234**			
$\alpha_t^-(-1)$	0.181 (0.196)	0.56	0.101			
$\alpha_t^+(-2)$	0.210 (0.139)	0.56	0.117			
$\alpha_t^-(-2)$	-0.649 (0.000)***	0.56	-0.363***			
Adj. R ²	0.737			0.472		
Test d'autocorrélation (BG LM test)	2.771 (0.250)			1.086 (0.580)		
Test d'hétéroscédasticité (BPG)	24.417 (0.607)			5.448 (0.859)		
Test de normalité (JB)	0.469 (0.790)			1.143 (0.564)		
Nombre d'observations	55			27		

*La variable dépendante est le chômage cyclique. Nous ne présentons que les résultats des valeurs des coefficients des variables contemporaines, et des variables retardées avec des coefficients significatifs. De même, la régression de 2000-2014 prend en considération six points aberrants détectés : 2002Q2, 2002Q3, 2005Q4, 2006Q1, 2006Q2, 2012Q1. Pour la deuxième régression, 2007-2014, nous avons inclue deux points aberrants : 2009Q3 et 2011Q4.