



UNIVERSITÉ
DE NAMUR

University of Namur

Institutional Repository - Research Portal Dépôt Institutionnel - Portail de la Recherche

researchportal.unamur.be

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES ÉCONOMIQUES ORIENTATION GÉNÉRALE À FINALITÉ SPÉCIALISÉE

La loi d'Okun s'applique-t-elle au niveau des régions européennes ?

BAH, Mamadou

Award date:
2022

Awarding institution:
Universite de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Download date: 19. Nov. 2022



La loi d'Okun s'applique-t-elle au niveau des régions européennes ?

Mamadou Gando Bah

Directeur: Prof. Marcus Dejardin

Mémoire présenté
en vue de l'obtention du titre de
Master 120 en sciences économiques

ANNEE ACADEMIQUE 2021-2022

Table des matières

| | |
|--|-----------|
| Introduction | 3 |
| I- Les estimations originales d’Okun | 6 |
| 1. Premières différences | 6 |
| 2. Modèle d’écart | 7 |
| 3. Tendance et élasticité ajustée..... | 8 |
| 4. Autres éléments de l’analyse..... | 8 |
| 4.1- Évolution de la population active | 9 |
| 4.2- La durée moyenne du travail..... | 9 |
| 4.3- Productivité du travail | 10 |
| 5. Quelques comparaisons entre pays | 11 |
| 5.1- Coefficient d’Okun USA - France..... | 11 |
| 5.2- Population active et fonctionnement du marché du travail..... | 12 |
| 5.3- Fonctionnement du marché du travail en Europe..... | 13 |
| 5.4- Économies d’agglomération et externalités..... | 14 |
| II. Revue de la littérature..... | 16 |
| 1. L’asymétrie du coefficient d’Okun | 16 |
| 2. La loi d’Okun appliquée à un État | 18 |
| 3. Études entre pays : OCDE - UE..... | 20 |
| 4. L’effet de l’âge sur la loi d’Okun | 21 |
| 5. Études entre plusieurs régions | 22 |
| 6. Synthèse de la revue de littérature..... | 26 |
| III. Analyse économétrique | 27 |
| 1. Données | 27 |
| 1.1. Le taux de chômage régional..... | 27 |
| 1.2. Le produit intérieur brut régional (PIB) | 28 |
| 1.3. La densité | 29 |
| 1.4. Statistique et description du modèle..... | 29 |
| 1.5- Description du modèle..... | 32 |
| 2. Estimation économétrique et analyse des résultats..... | 34 |
| 1. Régression avec les régions | 34 |
| 2. Régression en tenant compte de la densité de chaque région | 37 |
| 3. Interprétations des résultats..... | 45 |
| IV. Conclusion | 46 |
| Bibliographie | 48 |

Introduction

Le produit intérieur brut des États-Unis entre le début de l'année 2003 et le premier trimestre 2006 a augmenté chaque année à un taux moyen de 3,4 %. Et comme on pouvait s'y attendre, cela a entraîné une baisse du taux de chômage. Pendant l'année qui a suivi, la croissance moyenne a diminué atteignant la moitié de son taux antérieur. Malgré la baisse de l'activité économique, le taux de chômage a continué à baisser, ce qui représentait un problème dans les prises de décisions des politiques et des économistes ([Knotek II, 2007](#)).

Généralement, selon les enseignements d'Okun, et la loi d'Okun en particulier, une croissance économique accrue entraîne une baisse du taux de chômage.

Arthur Melvin Okun né en 1928 dans le New Jersey, était un professeur d'économie à l'Université de Yale. Il siégeait au Council of Economic Advisers (CEA), et était conseiller du président John Fitzgerald Kennedy. Partisan de la pensée keynésienne, Okun estimait que la collecte et la dépense des recettes de l'État était un meilleur moyen d'influencer l'économie que la politique monétaire. Pour les keynésiens, l'État doit intervenir de façon régulière pour le bon fonctionnement de son économie et maintenir ainsi sa croissance élevée.

Lors de la crise des années 1960, le CEA dans son rôle de conseiller, préconisait de faire baisser les impôts dans le but de stimuler la consommation des ménages. Ses travaux ont ainsi guidé le Président Kennedy dans sa politique d'allègement fiscal en vue de relancer la demande ([Britannica, 2021](#)).

Les décideurs politiques sont constamment à la recherche du plein emploi et espèrent ainsi réduire le niveau de chômage. Cependant, les différentes décisions et stratégies mises en place pour réduire le taux de chômage influencent également la demande et la production nationale.

Dans sa tentative de réponse à la question « quelle quantité de production dans les conditions de plein l'emploi l'économie peut produire ? », Okun utilise le produit national brut potentiel (PNB potentiel) qui est un indice des capacités réelles de production de l'économie et l'écart entre la production potentielle et la production réelle.

Les résultats de ses recherches ont abouti à une relation négative entre la croissance économique et le chômage qui est devenu par la suite « la loi d'Okun ». Elle stipule qu'une augmentation de 3% du taux de croissance économique au-dessus du taux de croissance

potentielle à long terme entraîne une baisse de 1 % du niveau de chômage (Okun, 1962). Autrement dit, une augmentation du taux de chômage de 1 point de pourcentage entraîne une baisse de 3 % du produit intérieur brut réel. De plus, pour lui, il semble y avoir un grand consensus sur l'objectif raisonnable d'un taux de chômage à 4 % mais peu d'accord sur les étapes d'analyses conduisant à cette conclusion.

Sa cohérence dans l'explication de la relation entre le taux de chômage et le produit réel ainsi que sa stabilité dans la prédiction du plein-emploi au cours du temps, a fait de la loi d'Okun, une loi acceptée par la plupart des économistes.

Au cours du temps, plusieurs études économiques ont été menées sur le sujet. Les résultats vont généralement dans le même sens avec un lien négatif entre le chômage et le produit intérieur brut.

Néanmoins, comparé au résultat obtenu par Okun, certaines études divergent en ce qui concerne la valeur de son coefficient. C'est le cas de Gordon 1984, Prachowny (1993), Weber (1995) et Moosa (1997), (Freeman, 2000), (Noor, 2007).

La relation de base entre le produit intérieur brut et le chômage a principalement été conçue de manière linéaire unanimement. Mais certaines études récentes suggèrent un lien asymétrique entre ces variables. L'impact sur le coefficient d'Okun dans ce contexte dépendrait de la situation de l'économie (Courtney (1991), Lee (2000), Harris et al. (2001), Caraianni (2012), Kangasharju et al. (2012)).

Bien que la plupart des études aient été basées sur la validité de la loi au niveau des États-Unis, elle a également été vérifiée par d'autres auteurs (par exemple Moosa, 1997) au niveau des États d'Europe et des pays du G7.

Quelques études ont tenté de vérifier la validité empirique de la loi au niveau régional. C'est le cas de Freeman (2000) sur les États américains, Apergis et al. (2003) et Christopoulos en Grèce, Villaverde et al. (2009) sur les régions d'Espagne, Adanu (2005) sur les régions du Canada, Binet et al. (2013) sur les régions Françaises.

Les résultats de la plupart de ces études confirment une disparité entre les régions. Pour une partie des régions, la loi est conforme aux prédictions d'Okun pour une autre, la loi ne s'applique pas.

Cependant, dans un même travail empirique, peu d'études ont tenté de vérifier la validité de cette loi au niveau des régions de plusieurs pays.

Ainsi, notre objectif dans ce travail est de tester la validité de la loi au niveau des régions de l'Europe ?

Mais à la différence des travaux de Durech et al. (2014) sur les régions de deux pays (la République Tchèque et de la Slovaquie), nous choisissons de faire notre analyse sur un panel de 127 régions de 11 pays d'Europe. Les données utilisées débutent de 2001 à 2019 et comprennent 19 périodes. De plus, compte tenu du probable lien entre le nombre de personnes vivant dans une région et le taux de chômage de cette région, nous avons décidé d'introduire la densité de chacune des régions dans notre analyse.

Dans notre travail, nous utilisons la méthode d'écart pour modéliser la relation entre le chômage et le produit intérieur brut. Ensuite, avec le filtre de Prescott-Hodrick, nous détachons les tendances des cycles économiques des variables étudiées. Et enfin, par la méthode des moindres carrés ordinaire (*MCO*), nous effectuons nos régressions.

Les principaux résultats de notre analyse confirment la validité régionale de la loi d'Okun dans la majorité des régions de notre échantillon. Elle constitue donc un élément robuste dans toutes démarches visant à comprendre le chômage.

La suite de ce mémoire sera structurée de la façon suivante : dans le chapitre I, nous détaillerons les travaux d'Okun ainsi que certains éléments d'analyse en rapport avec notre sujet. Dans le chapitre II, nous passerons en revue la littérature ; le chapitre III portera sur l'analyse économétrique et terminerons notre travail dans le chapitre IV par conclusion.

I- Les estimations originales d'Okun

Dans les résultats de ses travaux de l'après-guerre, arthur Okun stipule qu'en moyenne : « chaque point de pourcentage supplémentaire du taux de chômage au-dessus de quatre pour cent a été associé à une baisse d'environ trois pour cent du PNB réel » (Okun, 1962).

Autrement dit, une augmentation de 3 % du taux de croissance économique au-dessus du taux de croissance potentielle à long terme entraîne une baisse de 1 % du niveau de chômage. Les résultats sont ainsi obtenus à travers trois méthodes et en mettant en relation **le taux de chômage et la production** :

1. Premières différences

Cette première méthode repose sur les variations du PNB et du chômage. On effectue une régression en utilisant les variations trimestrielles du taux de chômage (Y) et du PNB réel (X) ; on obtient l'équation suivante :

$$Y = 0,30 - 0,30X$$

Lorsque nous remplaçons les variations trimestrielles du PNB (X) par 0 et nous supposons qu'il est resté inchangé entre deux trimestres (croissance nulle), les variations trimestrielles du taux de chômage (Y) augmente de 0,30 point de pourcentage ($Y = 0,30 - 0,3 \times 0 \Rightarrow Y = 0,3$).

La hausse du niveau de chômage en dehors de période de croissance économique est dû au gain de productivité et à la croissance de la population active qui, tous deux, entraînent une augmentation du chômage, (Okun, 1962). Si le PNB croît de 1%, on constate que le taux de chômage est nul (cas peu probable) ; au-dessus de 1 % de croissance du PNB réel, le taux de chômage baisse de 0,3 point de pourcentage pour chaque pourcent en plus. Cela se vérifie dans l'exemple, suivant lorsque les variations trimestrielles du PNB passent de 4 % à 5 % et de 5 % à 6 %, avec un écart de -0,3 :

$$Y = 0,3 - (0,3 \times 4\%) \Rightarrow Y = - 0,9$$

$$Y = 0,3 - (0,3 \times 5\%) \Rightarrow Y = - 1,2$$

$$Y = 0,3 - (0,3 \times 6\%) \Rightarrow Y = - 1,5$$

Donc, à la manière dont l'exprimait Okun, toute croissance supplémentaire du taux de chômage (Y) de 1 point de pourcentage en plus par rapport au trimestre précédent engendre une baisse du PNB (X) de 3,3 pour cent du PNB (Okun, 1962).

2. Modèle d'écart

Dans la deuxième méthode, à l'aide des données trimestrielles de 1953 à 1960, on choisit et teste certains mouvements exponentiels de la production potentielle en se servant des taux de croissance et des seuils de référence alternatifs. À travers la production potentielle, Okun cherchait à identifier combien l'économie américaine pouvait produire dans des conditions de plein emploi. C'est-à-dire combien l'économie pouvait le plus produire avec un niveau de chômage relativement bas sans créer de pression inflationniste (Knotek II, 2007).

Ainsi, à l'aide d'une équation de la forme suivante :

$$- U = a + b(\text{gap})$$

l'auteur met en relation le taux de chômage (U) et l'écart de production (gap) en pourcentage au cours de la période étudiée. Cet écart de productivité représente la différence entre le produit réel et le produit potentiel (noté respectivement dans les travaux qui ont suivi cette étude et dans la suite de notre travail : Y_t et Y^*).

On obtient une équation qui prend la forme suivante :

$$- U = 3,72 + 0,36 \text{ gap}$$

Et si nous supposons que le chômage est de 4 %, cette valeur remplacée dans l'équation nous donne :

$$\Rightarrow \text{gap} = (4\% - 3,72) / 0,36 \Rightarrow \text{gap} = 0,78\%$$

Lorsque le taux de chômage passe de 4% à 5% :

$$\Rightarrow \text{gap} = (5\% - 3,72) / 0,36 \Rightarrow \text{gap} = 3,55 ; \text{ soit une variation du gap de } 2,8 \text{ points de pourcentage.}$$

La variation est la même lorsque nous passons d'un taux de chômage de 5% à 6% ($U=6\% \Rightarrow \text{gap}=6,33$). Soit une différence de 2,8 lorsque nous passons d'un taux de chômage de 5 % à 6%.

Au plus le taux de chômage augmente, au plus l'écart de production augmente et le produit par conséquent baisse. On peut conclure qu'une hausse de 1% du niveau du chômage entraîne une perte de la production potentielle de 2,8 %, une valeur proche des 3% de la loi d'Okun. Par ailleurs, lorsque la variation du produit reste nulle entre deux périodes, le taux de chômage estimé est de 3,72, proche des 4% prédit par Okun.

3. Tendance et élasticité ajustée

Ici, on utilise des données en niveaux pour déterminer le coefficient *production-chômage*. Le coefficient estimé à la suite de cette troisième méthode est appelé le coefficient d'élasticité et varie entre 0,35 et 0,40. Ce qui implique qu'une baisse d'un point de pourcentage du chômage se traduit par une hausse du niveau de la production d'un peu moins de 3 %. Avec cette troisième méthode, on arrive à l'estimation de l'équation suivante :

$$P = A [1 + 0,032 (U - 4)]$$

Avec P = produit potentiel, A = produit réel et U = taux de chômage.

Pour un taux de chômage de 4% (U), $P=A$, c'est-à-dire le produit potentiel est égal au produit réel.

S'il passe à 5 %, l'écart entre A et P est de 3,2%. Pour l'auteur : « l'uniformité qui ressort de ces diverses techniques est le lien approximatif de 3 pour 1 entre la production et le taux de chômage » (Okun, 1962).

4. Autres éléments de l'analyse

Les trois méthodes d'estimation ci-dessus aboutissent en général au même résultat et à la même conclusion concernant l'impact de la production sur le chômage. Cependant, lorsqu'on analyse les étapes intermédiaires omises par l'analyse statistique, il semble juste d'estimer que la simple croissance de 1% de la population active n'entraîne qu'une légère augmentation de l'emploi. Cet ajout est exactement de $100/(100-U)$ pourcent (Okun, 1962).

Par exemple, si la population active augmente de 3 %, l'emploi augmente de 1,03%. Si la productivité et les heures agréées restaient constants, la production n'augmenterait que d'un peu plus de 1%. Ce qui veut dire que la hausse du produit lié à une baisse du taux de chômage provient d'un ou de tous les éléments suivants :

- a. Augmentation de la taille de la population,
- b. Augmentation de la productivité,
- c. Allongement de la durée moyenne de travail par semaine.

4.1- Évolution de la population active

Trois éléments peuvent fondamentalement expliquer la loi d'Okun : l'augmentation de population active, la productivité et la durée hebdomadaire des heures de travail. La population active par définition représente le nombre de travailleurs auxquels on ajoute les chômeurs. Cependant, mesurer la population active est soumis à beaucoup de contraintes. Les chiffres peuvent ne pas refléter la réalité de l'offre. Des individus peuvent arrêter de chercher du travail parce qu'ils estiment qu'ils ne trouveront pas un emploi. Et d'autres personnes ne cherchent pas de travail mais sont prêtes à accepter une offre d'emploi¹.

Cette population active varie constamment, *l'offre d'emploi* doit donc s'adapter à cette évolution pour maintenir le niveau de chômage constant. Si nous prenons le cas de la Belgique avec un taux de croissance de la population de 0,54 % (Janvier 2020, Statbel), et un taux de chômage estimé à 5% (5,4% en 2019), l'emploi doit augmenter de 0,51 % pour que le niveau de chômage reste inchangé.

Concrètement on a : $u = 1 - \left(\frac{N}{L}\right)$;

avec u le taux de chômage, N l'emploi et L la population active.

$N = (1-u).L \Rightarrow N = (1-0,054) \times 0,54 = 0,51\%$.

4.2- La durée moyenne du travail

Pendant les périodes de croissance économique, on constate que le nombre moyen d'heures de travail par homme augmente, et lorsque cette croissance baisse, le nombre moyen diminue. Cette variation est évaluée à 0,14 (Okun, 1962).

En effet Okun (1962) a tenté de monter le lien entre les variations de la production et la variation des heures moyennes de travail à l'aide d'une régression par la méthode des moindres carrés sur des données annuelles de 1947 à 1960. Après plusieurs étapes, les résultats obtenus proviennent de l'équation suivante :

$$Y = 0,843 + 0,142X$$

¹ La valeur du coefficient est discuté à la section 5.1

Où Y représente les variations des heures de travail et X la variation en pourcentage de la production privée non-agricole (Okun, 1962).

On constate que les heures de travail (plus le travail à temps partiel et les heures supplémentaires) augmentent de 0,142% lorsque la production (X) croît de 1%. Ce qui montre l'apport des heures de travail dans la production.

Si nous revenons à la conclusion d'Okun selon laquelle une baisse de 1% du taux de chômage entraîne une hausse du produit de 3,2%, on peut ajouter qu'elle engendre en plus une hausse des heures de travail par personne d'environ un demi-pourcent. Dans ce cas-ci, cette valeur est de 0,454 %.

$$\text{soit : } Y = 0,142(3,2\%) \Rightarrow Y = 0,454$$

De plus, si nous tenons compte d'un objectif de croissance de 3,2% de la production, sur base de l'estimation précédente, il faudrait que les heures de travail augmentent de 1,3% ($Y = 0,843 + .142(3,2\%) \Rightarrow Y = 1,297$). Ces résultats nous montrent bien l'impact que peuvent avoir les heures de travail sur la croissance économique.

4.3- Productivité du travail

Avec l'évolution technologique, de la recherche et du développement, les entreprises arrivent à améliorer leurs techniques de production, à utiliser des équipements et des machines de plus en plus rapides et performants.

Lors des périodes de croissance proche du plein-emploi, les données ont montré que les gains de productivité au-dessus de la moyenne sont associés à une productivité élevée en heures par personne. De même, la baisse de l'activité économique entraîne une sous-utilisation de la main d'œuvre et par là une diminution de la productivité en heures de travail. Mais les résultats de plusieurs études supportent l'idée inverse (Okun, 1962). Selon ceux-ci, la baisse des activités contribue à l'accroissement de la productivité car, les entreprises vont prendre des décisions de réduction des coûts et mettent en place des stratégies pour stimuler leur activité. Cependant, l'emploi peut ne pas varier pour plusieurs raisons, notamment les facteurs technologiques, l'engagement contractuel, les coûts liés au licenciement, les compétences acquises au sein de l'entreprise qui poussent les employeurs à les garder même en période de récession (Okun, 1962).

5. Quelques comparaisons entre pays

5.1- Coefficient d'Okun USA - France

Les valeurs du coefficient d'Okun et du taux de croissance permettant de réduire le niveau de chômage sont différents d'un pays à l'autre. Cependant, les éléments tels que le taux de croissance de la population, la productivité et les heures de travail vu dans les sections précédentes peuvent expliquer cette différence. En plus de ces éléments, d'autres facteurs comme la législation sur le marché du travail et les économies d'agglomération qui seront vu par la suite impactent également la valeur du coefficient.

À la suite des travaux d'Okun plusieurs recherches ont été menées à travers différents pays. En France entre 1970 et 2016, le seuil de croissance économique à partir duquel des emplois sont créés, a beaucoup baissé (Calignon, 2016). Il est passé de 4,94% entre 1970 et 1980 à 1,94% après 1990 ; et depuis 2016 il est de 1,5 % (Insee). Cette baisse du seuil de croissance conduisant la création de nouveaux emplois est en partie due à la baisse de la productivité dans le pays, qui dans les années 1980 était de 2,5% est passé à 1,5% en 2018 (INSEE, 2021).

Aux États-Unis entre 1947 et 2002, certaines études s'accordent sur le principe que toute variation de 1% du produit réel est liée à une variation de 0,5 % du chômage (Luís Aguiar, 2020). Par contre en France durant cette même période, cette valeur est plus faible et tourne autour de 0,17%. Ce qui veut dire qu'un point de pourcentage de croissance en plus crée moins d'emploi en France qu'aux États-Unis et inversement un point de croissance en moins crée moins de chômage.

La crise de 2007 à 2009 a permis de tester la robustesse de la loi d'Okun. En effet, lors de la crise des subprimes qui a entraîné la crise mondiale, les gouvernants des différents pays ont mis en place plusieurs mesures pour relancer la croissance économique. À la suite de ces politiques de relance, certains résultats étaient différents des prédictions d'Okun (pour rappel, une hausse de 3% du produit réel devrait engendrer une baisse du taux de chômage de 1%). Pour certains pays (la France par exemple) les chiffres convergent vers les prédictions d'Okun. Pour d'autres, ils sont différents (cas des USA, du Canada et Du Japon). Concernant la France, les résultats montrent une baisse de la productivité des travailleurs de 2% lors de cette récession (Stephan, 2013). Ainsi, en France comme dans certains pays européens, les résultats s'alignent sur les résultats de la loi d'Okun.

Par contre dans le contexte américain, les firmes évoluent dans un environnement très concurrentiel qui les contraint à garder leur profitabilité et productivité même dans une période de récession. Ainsi, dans des proportions élevées par rapport à leur activité, elles ont réduit considérablement leur main-d'œuvre et les heures travaillées. Cela a permis aux firmes d'accroître leur productivité venant ainsi invalider la loi d'Okun (Stephan, 2013).

Certains facteurs comme la réglementation du marché du travail pourraient expliquer la différence entre ces deux pays et seront discutés plus loin.

5.2- Population active et fonctionnement du marché du travail

En plus de la productivité et du progrès technique, le coefficient d'Okun varie selon d'autres caractéristiques spécifiques à chaque pays, notamment l'évolution de la population active, la manière dont les entreprises ajustent l'emploi suite à une variation de leur production, et l'adaptation qui, elle-même est fonction de la structure de l'entreprise et de la législation, en matière d'embauche et de licenciement (Blanchard, 2013). Le tableau 1 nous montre les différentes valeurs du coefficient d'Okun au niveau des États-Unis, de la France, de l'Allemagne, du Royaume-Uni et du Japon.

Tableau 1 : Valeur du coefficient d'Okun par pays et par période

| Pays | 1960-1980 | 1981-2011 |
|--------------------|-----------|-----------|
| États-Unis | 0,39 | 0,43 |
| France | 0,17 | 0,31 |
| Royaume-Uni | 0,15 | 0,28 |
| Allemagne | 0,20 | 0,22 |
| Japon | 0,02 | 0,12 |

Source : Olivier Blanchard, Daniel Cohen et David Johnson, Macroéconomie, 6^{ème} édition page 236

Les États-Unis possèdent le coefficient le plus élevé dans la première période et ce coefficient est presque le même pour la seconde période. Ces valeurs concordent avec premièrement les comportements managériaux des entreprises américaines, et deuxièmement à la législation en

matière de licenciement et d'embauche. Le Japon a un coefficient qui est très faible dans la première colonne. Lorsque son économie fait face à une variation de sa production, les entreprises japonaises, contrairement aux entreprises américaines, accordent une sécurité de l'emploi à leurs travailleurs, ce qui impacte moins le taux de chômage du pays. Quant à la France et à l'Allemagne, leur coefficient de 1960 à 1980 s'explique par une certaine contrainte liée aux mesures de protection des salariés instaurées par les États (Blanchard, 2013).

Dans la deuxième partie du tableau, on constate une réelle augmentation des coefficients d'Okun du Japon, du Royaume Unis et de la France. Blanchard et al. expliquent cette augmentation par la concurrence accrue après les années 1980 sur le marché des biens. Ce qui conduit les entreprises à réadapter le style managérial lié à la protection de l'emploi octroyé à leurs employés. Ces auteurs soutiennent que : « Sur les injonctions des entreprises, les différents États ont dû revoir à la baisse la régulation du marché du travail. Ces deux phénomènes ont rendu le taux de chômage plus élastique à l'activité, et donc à un grand coefficient β » (Blanchard, 2013 p. 235).

Malgré ces observations en France et dans le reste des pays européens, les procédures de licenciement sont toujours complexes, lourdes et coûteuses par rapport aux USA. Ce constat nous enseigne que pour mieux appréhender l'impact sur le chômage à la suite d'une variation de la croissance réelle, il est important d'élargir les variables prises en compte.

5.3- Fonctionnement du marché du travail en Europe

Le fonctionnement du marché du travail est un aspect à tenir en compte dans l'analyse du taux de chômage et de la croissance, car c'est un élément qui peut influencer l'offre et l'accès à l'emploi et par conséquent impacter l'activité économique.

Pour Sapir (2006), les modèles d'emploi à long terme existant dans les pays ne sont plus adaptés à l'environnement économique actuel. L'Union européenne (UE) doit entreprendre des réformes dans le but d'améliorer fondamentalement une croissance économique basée sur la recherche et le développement, l'innovation, le capital humain et la technologie.

À la différence des périodes de l'après-guerre, l'environnement économique du 21^e siècle est devenu de plus en plus concurrentiel et est caractérisé par des évolutions rapides qui engendrent à la fois des opportunités pour ceux qui s'adaptent rapidement et des menaces

pour ceux qui s'adaptent lentement. Cette évolution de la structure de l'économie mondiale s'explique par une évolution technologique rapide, associée à une modification des structures politiques de certains pays comme la Chine, l'Inde et les anciens États soviétiques qui ont adopté le système de capitalisme de marché (Sapir, 2006).

En Europe, le marché unique fut un moyen pour l'UE de répondre au défi de mondialisation. Cependant, cela n'a pas entraîné une grande croissance économique. Pour Sapir : « la principale raison de ces mauvais résultats est probablement que les changements au niveau de l'UE n'ont pas été accompagnés des changements nécessaires au niveau national... Une fois encore, la clé pour transformer le marché unique et la mondialisation en opportunités est la capacité de réformer le marché du travail et les politiques sociales dans le bon sens » (Sapir, 2006). L'inflexibilité relative des marchés et particulièrement le marché du travail face à un environnement économique en perpétuel changement peut avoir un impact sur la croissance des régions et impacter ainsi le taux de chômage régional.

5.4- Économies d'agglomération et externalités

Les économies d'agglomération désignent l'ensemble des avantages qui sont extérieurs à l'entreprise et qui proviennent de la diversité et de la densité des agents économiques au sein de son environnement direct (Anota, 2012). Dans les régions assez denses et avec une variété d'agents économiques, le niveau du chômage est moindre par rapport aux autres régions. Les entreprises d'une zone à fort taux d'urbanisme profitent d'un ensemble d'effets externes qui favorisent leur productivité grâce à une économie d'échelle (Suedekum, 2004).

En effet, les externalités produites par la densité locale permettent aux entreprises de profiter de plusieurs débouchés, de réduire la distance physique entre les agents économiques et les coûts liés aux transports. Elle permet aussi de profiter de fournisseurs et d'une main-d'œuvre assez spécialisée pour répondre à des besoins spécifiques et techniques. Ainsi, tous ces éléments favorisent non seulement la croissance des entreprises, mais aussi la baisse du niveau de chômage de la région.

Au niveau des régions européennes, on constate d'énormes disparités. Ces écarts interpellent les pouvoirs publics soucieux de lutter contre le chômage. En effet, au sein de la zone coexistent des régions avec le plein emploi et des régions à chômage de masse élevées. Ce constat est vérifié même au sein des différentes régions d'un même pays (voir tableau 2).

C'est le cas de l'Espagne, de l'Italie et de l'Allemagne où le taux de chômage atteint 5 % dans certaines villes et 20 % dans d'autres villes (Suedekum, 2004).

Tableau 2 : Les disparités régionales en matière de chômage (2019)

| Pays | Taux Min | Taux Max | Différence |
|-----------------|---|--|------------|
| Belgique (5,4) | Vlaams Gewest : 3,2 | Bruxelles-Capitale : 12,6 | 9,4% |
| Italie (10,0) | Sud-Tyrol/ Bolzano : 2,9 | Sicile: 20,0 | 17,1 |
| Espagne (14,1) | Communauté Forale de Navarre : 8,2 | Îles Canaries : 20,1 | 11,9 |
| Allemagne (3,2) | Tübingen et Oberbayern : 1,9 | Berlin : 5,4 | 3,5 |
| France (8,5) | Auvergne-Rhône-Alpes : 6,7 | Mayotte : 30,1% | |
| Grèce (17,3) | Crète : 11,7 | La Macédoine-Occidentale : 24,6 | |

Source : Eurostat, (communiqué de presse 69/2020 du 24 avril 2020, Taux de chômage des 15-74 ans

Par ailleurs, des études révèlent que les économies d'agglomération sont un levier de croissance économique. Les régions avec un PIB par habitant élevé connaissent une croissance plus rapide que la moyenne européenne, c'est-à-dire qu'elles ont profité des avantages de l'économie d'agglomération générés par la présence de la capitale nationale sur leur territoire ou d'une grande ville. Et pour faire profiter les petites villes de ces avantages, il est nécessaire de renforcer les liens entre petites et grandes villes. Cela pourrait favoriser le partage de services spécialisés et la réalisation d'économie d'échelle (CE, 2017). En général, trois raisons poussent les entreprises ou les grandes entités à s'implanter dans des régions urbanisées pour profiter de l'économie d'échelle : 1- le partage, 2- l'appariement et 3- l'apprentissage (Puga Diego, 2004)².

² Pour plus de détails sur les 3 sources, se référer à l'étude de Puga Diego et Duranton Gilles de 2004 « Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies.

II. Revue de la littérature

Dans ce deuxième chapitre de notre mémoire, nous examinons les travaux d'auteurs ayant déjà traité la question relative à la loi d'Okun.

En effet, différents auteurs se sont penchés sur la question. Mais une grande partie se concentre sur les données américaines. Cependant, on retrouve quelques auteurs tels que Binet et al. (2013) dont les travaux concernent les régions françaises, Villaverde et al. sur les régions espagnoles (Villaverde, 2009).

Durech et al. (2014) quant à eux, ont mené leur étude au niveau des régions de deux pays : la République Tchèque et la Slovaquie (Durech, 2014).

D'une étude à l'autre, on constate d'énormes disparités, les résultats venant confirmer ou infirmer la loi d'Okun.

1. L'asymétrie du coefficient d'Okun

La loi d'Okun stipule une relation symétrique entre le chômage et la croissance du PIB. À condition que le taux du chômage soit supérieur à son niveau naturel, toute augmentation de 3% du PIB réel entraîne une baisse d'un point de pourcentage du chômage. Cependant, sa valeur et sa symétrie ont été critiquées par certains auteurs ; c'est le cas de Courtney (1991), Lee (2000), Harris et Silverstone (2001), Caraianni (2012), Viren et Mayes (2002) qui mettent l'accent sur l'asymétrie du comportement du marché du travail.

En effet, de récentes études ont mis l'intérêt sur un possible lien asymétrique du coefficient d'Okun. Au niveau des différents secteurs de production, Harris et Silverstone (2001) mettent en évidence les réponses asymétriques en termes de destruction et de création d'emplois lors des chocs économiques. Pour ces auteurs, établir l'existence d'asymétries ou non entre le chômage et la production permet d'éviter les erreurs de prévisions en matière du niveau de chômage, de bien concevoir des politiques structurelles (reformulation du marché du travail par exemple...) et des politiques de stabilisations (réponse adéquate de la politique monétaire...). Cela permet aussi d'établir l'existence asymétrique d'une courbe de Phillips ou non et de différencier les théories du comportement conjoint du marché des biens et du travail (Harris, 2001).

Harris et Silverstone se basent sur les données de sept pays de l'OCDE allant de 1978 à 1999.

Ils ont trouvé l'existence d'un *lien asymétrique* entre la production et le chômage et concluent que la non-prise en compte des asymétries entraînerait le rejet de l'hypothèse de *l'existence d'une relation de long terme* entre le produit réel et le chômage dans les pays comme la Nouvelle-Zélande et les États-Unis. De plus, à court terme, les ajustements de la production et du chômage sont différents lors des phases de croissance et des phases de décroissance (Harris, 2001).

Les travaux de Courtney (1991) et Palley (1993) font partie des premières contributions supportant l'idée que le coefficient d'Okun pourrait être différent lors de périodes d'expansions et de périodes de récessions. Courtney (1991) dans ses travaux a utilisé une fonction de production pour estimer le coefficient d'Okun et a suggéré qu'un coefficient asymétrique entraînerait une surestimation du niveau du taux de chômage lors des périodes d'expansions économiques ; et de même à une sous-estimation du taux de chômage lors des récessions. Cette asymétrie s'explique par la substitution des facteurs de production (capital, heures de travail, participation de la main d'œuvre ...) pendant ces périodes (Courtney, 1991).

D'autres auteurs ont également étudié cette question. C'est le cas de Caraiani (2012) qui a étudié l'asymétrie du coefficient d'Okun au niveau de l'économie roumaine. Dans son estimation, il combine la méthode par écart (tel que proposé par Weber et al.1995) avec la méthode de Markov Switching pour détecter d'éventuels décalages du coefficient d'Okun. Il a trouvé une asymétrie du coefficient d'Okun avec des situations caractérisées par une valeur élevée du coefficient et des situations caractérisées par une valeur faible ; notamment la dernière expansion économique de 1999 à 2008 et la crise 2008-2012 (qui présentait un fort coefficient d'Okun). Il poursuit en expliquant que les résultats impliquent un danger de *reprise sans emploi*, c'est-à-dire, une reprise de la croissance qui n'entraînera pas une baisse du taux de chômage. Et la valeur -0.09 du coefficient traduit généralement les caractéristiques d'un marché du travail assez rigide (Caraiani, 2012).

Kangasharju et al. (2012), quant à eux, ont effectué un travail critique sur la loi d'Okun avec une attention particulière sur sa validité au niveau des systèmes économiques ouverts des régions finlandaises. En effet, la croissance économique fluctue davantage au niveau régional qu'à l'échelle nationale. Une raison possible est la disparité et l'inégalité des activités économiques au sein des régions. Ainsi, après les travaux de Christopoulos (2004), Adanu (2005), Villaverde et Maza (2007) et de Freeman (2000), Kangasharju et al. (2012) vont plus loin en tenant compte des asymétries à long terme dans l'analyse du coefficient d'Okun au niveau régional. Les auteurs se basent sur des données de 74 régions du marché de travail

finlandais durant 30 années, et développent un modèle statistiquement modifié représentant la loi d'Okun [i- le modèle identifie la relation linéaire ou non linéaire entre PIB régional et taux de chômage ; ii- il prend en compte les caractéristiques propres aux régions et qui impactent la valeur du coefficient d'Okun (dépendance transversale et spatiale)]

(Kangasharju, 2012).

La principale conclusion est que la valeur du coefficient d'Okun est de -0,2 ; un résultat proche des études antérieures. Alors que la loi d'Okun concerne une relation de court terme, la présence de cointégrations indique une présence à long terme de lien entre les valeurs régionales et nationales du PIB et le chômage. En outre, les estimations révèlent que les expansions du PIB ont un impact plus faible sur le chômage que les contractions économiques. De plus, les résultats des travaux indiquent la présence de liens asymétriques entre les variations du PIB et le chômage ; avec un impact plus élevé sur le chômage lors des variations négatives du PIB (Kangasharju, 2012).

2. La loi d'Okun appliquée à un État

Depuis les travaux d'Okun sur le lien empirique entre la production nationale et le chômage, un certain nombre d'économistes ont examiné empiriquement cette relation, Gordon (1984), Kaufman (1988), Prachowny (1993) et Weber (1995) et Moosa (1997).

Moosa (1997) dans son travail sur la comparaison du coefficient d'Okun dans les pays du G7 mesure la sensibilité du chômage à la croissance économique. L'auteur utilise des données annuelles de plusieurs pays allant de 1960 à 1995 ; et utilise une méthode plus sophistiquée pour extraire les composantes cycliques du chômage et de la production.

Il estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaire. Les valeurs les plus élevées du coefficient d'Okun, sont trouvées pour le Canada -0,491, et les États-Unis -0,456, et la plus faible est trouvée pour le Japon, -0,088.

Les résultats obtenus semblent être en accord avec les travaux d'Okun avec un coefficient négatif. Ceux des pays d'Amérique du Nord semblent être les plus élevés. En revanche, celui du Japon compte tenu de la rigidité du marché du travail est faible.

Le plein emploi devait être un objectif macroéconomique majeur de tout État. Dans les pays en développement, le chômage constitue une difficulté assez importante dans les économies.

Ainsi, les auteurs Noor et al. (2007) ont tenté d'examiner l'existence de la loi d'Okun au niveau de la Malaisie.

Ce pays a été caractérisé par quatre (4) phases de variation du taux de chômage entre 1970 et 2004. Entre 1970 et 1983, le niveau du chômage a diminué progressivement à cause de la transformation de son économie où le secteur primaire (agriculture) s'est vu remplacer par le secteur secondaire (manufacturier). De 1983 à 1988, la récession mondiale touche le secteur manufacturier et entraîne une augmentation considérable du taux de chômage, qui passe de 5,5 à 8,6%. Ensuite l'économie s'est remise de la récession entre 1989 et 1997 où le taux de chômage est passé de 7,8% à 2,5%. Et enfin à cause de la crise financière asiatique de 1998 le niveau de chômage est passé à 4,9% pour diminuer à 3,1 % après 1999 à la suite des mesures entreprises par le gouvernement (Noor, 2007).

Ainsi, avec la méthode de première différence et une régression sur les données de série chronologique, les résultats confirment la validité de la loi d'Okun en Malaisie. Significative au seuil de 1%, la valeur trouvée du coefficient d'Okun est de -1,75. Cette valeur est inférieure au 3% trouvé par Okun mais se rapproche au 2% trouvé par Freeman (Freeman, 2000).

Lancaster et al. (2015) ont trouvé une valeur de -0,27 et stipule que la loi d'Okun a été pertinente dans la description du taux au cours des 50 dernières années en Australie. Les prévisions basées sur cette loi sont aussi précises que celles de la Reserve Bank of Australia (Lancaster, 2015).

Ruxandra (2015), a étudié la spécification de la loi d'Okun dans l'économie roumaine après son intégration dans l'Union européenne. Avec l'approche du modèle d'écart et à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott (pour déterminer l'écart de chômage et l'écart de production), elle effectue une analyse quantitative de la production et du taux de chômage, puis empiriquement, l'auteur étudie la corrélation entre ces variables.

Les estimations aboutissent à un coefficient d'Okun de -0,61 ; donc toute hausse du taux de chômage cyclique entraîne une diminution de l'écart de production de 0,61%. Cette valeur, étant loin du coefficient trouvé par Okun, peut s'expliquer par des facteurs structurels. Cette valeur du coefficient d'Okun coïncide avec celles de Zanin (2014) pour les pays de l'OCDE et de Lucchetta et Paradiso (2014) pour le cas des États-Unis. Les auteurs Lucchetta et Paradiso ont trouvé une valeur de -1.7% et stipule que cette valeur représente la partie du chômage

induit par des facteurs structurels puisque le modèle est basé uniquement sur des facteurs cycliques (Lucchetta, 2014).

3. Études entre pays : OCDE - UE

Dans la littérature, la majorité des études testant sur la validité de la loi d'Okun se concentre sur les données des États-Unis. Cependant, on peut noter quelques exceptions telles que Paldam (1987), Kaufman (1988) et Nickell (1997), qui ont pu montrer dans leurs travaux une certaine disparité du coefficient d'Okun entre certains pays développés. Dans ce même élan, Lee (2000) a étudié un échantillon de données des pays de l'OCDE, et a cherché à vérifier empiriquement si les propriétés de la loi d'Okun ont varié.

Il a trouvé que généralement la loi d'Okun est vérifiée dans tout l'échantillon de données. Cependant, par rapport au résultat d'Okun (1962), ceux-ci ne sont pas aussi robustes. En effet, les résultats des estimations quantitatives diffèrent d'un pays à un autre. On note une grande disparité entre les États-Unis et le reste des pays de l'OCDE (conforme aux résultats de Moosa, 1997). Ces différences peuvent s'expliquer par la rigidité des marchés du travail européens. De plus, au cours des dernières décennies, on trouve des changements structurels dans la relation d'Okun. La plupart des pays ont connu une (forte) hausse du taux de chômage associé à une faible perte de leur production (Lee, 2000).

Par ailleurs, pour Moazzami (2009), l'un des principaux problèmes est que la plupart des études sur le sujet ne distinguent pas généralement les effets à court et long terme de la croissance de la production sur le chômage. Se servant des données allant de 1988-2007 de 13 pays de l'OCDE et d'un modèle à correction d'erreurs étendue popularisée par Henry (1986), il a étudié la relation entre ces deux variables économiques. Les coefficients estimés sont tous négatifs. Les coefficients à long terme varient de 2,6 pour la Corée, à 4,7 pour le Canada. Les valeurs des coefficients à court et long terme les plus élevés concernent les États-Unis, le Canada, la Finlande et la Norvège, ce qui implique que dans ces pays, la croissance économique crée davantage d'emplois.

4. L'effet de l'âge sur la loi d'Okun

L'auteur Zanin (2014) en se basant sur des données de l'OCDE de 1988 à 2012, a orienté son travail sur la loi d'Okun en analysant ses effets en fonction de groupes d'âge et de sexe de la population. Les sous-groupes concernent les tranches: 15-24 ans, 25-34ans, 35-44ans , 45-54 ans et 55-64 ans sur 15 années. L'analyse des données de ces groupes montre que le chômage des jeunes de la tranche 15 à 24 ans est plus inquiétant dans plusieurs pays. Cependant, cela peut s'expliquer par le manque d'expérience professionnelle et aux difficultés liées aux politiques du marché du travail qui impactent la transition entre l'école et le monde du travail.

A l'aide du modèle de première différence et la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO), les principaux résultats vont dans le même sens que les études antérieures. C'est-à-dire qu'il existe une relation inverse entre le taux de chômage et la croissance économique. D'autre part, ils révèlent que la valeur du coefficient est plus élevée pour les hommes que pour les femmes. Par exemple en Pologne, il est de -0,94 pour les hommes et -0,84 pour les femmes ; en Belgique, il est de -0,24 pour les hommes et -0,22 pour les femmes ; 0,57 pour les hommes et -0,31 pour les femmes en Australie. Cette différence s'explique par le fait que les secteurs les plus sensibles au cycle économique emploient majoritairement des hommes (la construction, les industries de manufacture...). Les femmes sont concentrées majoritairement dans le secteur des services (Zanin, 2014).

En outre, les estimations révèlent que les groupes les plus jeunes sont plus sensibles aux variations des cycles économiques, car le coefficient d'Okun a tendance à être plus élevé dans les tranches d'âge les plus jeunes et les plus âgées. Par exemple chez les femmes en Belgique pour les 15-24 ans, le coefficient est de -0,72 contre -0,01 chez les 45-54 ans. Pour cette même catégorie et tranche d'âge, elle est respectivement de -0,61 et -0,16 en Australie ; et de -1,78 et -0,76 en Espagne. En Belgique, les résultats montrent un coefficient de -1,24 pour les hommes de la tranches d'âge 15-24 ans et -1,96 pour les 45-54 ans (Zanin, 2014).

Dans le même élan, Hutengs et al. (2013) ont étudié l'effet de l'âge sur la loi d'Okun et arrivent à des conclusions semblables. En effet, leurs estimations ont porté sur des données de pays de l'Union monétaire européenne de 2001. Les résultats montrent une tendance assez stable entre les fluctuations économiques et le niveau du chômage des populations les plus jeunes parmi la population active. Comme l'a trouvé Zanin (2014), les coefficients les plus faibles trouvés concernent la catégorie des 15-24 ans et 25-34 ans et augmente avec les cohortes d'âge suivantes. Ce qui implique que pendant les périodes de baisse de

ralentissements des activités économiques, les jeunes sont les plus exposés. (Hutengs, 2013). Pour Zanin : « Il est important que les décideurs politiques prêtent attention à cette preuve car les coefficients d'Okun élevés dans la cohorte la plus jeune pourraient indiquer que la phase de transition entre la fin de l'enseignement obligatoire et l'entrée sur le marché du travail peut être particulièrement problématique pendant les crises économiques » (Zanin, 2014).

5. Études entre plusieurs régions

Dans le but de vérifier les différences régionales dans la réponse des marchés du travail suite aux variations de la production, Freeman (2000) examinant le coefficient d'Okun, arrive à des estimations aboutissant à une valeur de 2. Utilisant des données des États-unis, pour les 8 régions américaines et pour les périodes de 1958 à 1998, la méthode filtre passe-bande (*Bandpass Filters*) et la MCO pour les estimations, il arrive à conclure que : « la valeur du coefficient d'Okun, estimée à partir des écarts cycliques générés par le filtre passe-bande (*Bandpass Filters*), est remarquablement stable à environ 1,9 à 2,0 pour l'ensemble de l'économie pour toute la période 1959-1998 et que les valeurs pour les régions varient dans une fourchette plus large, de 1,8 à 3,6, avec une moyenne pondérée de 2,22. L'estimation groupée de l'ensemble de l'échantillon a également donné une estimation de 2,22 » (Freeman, 2000 p. 558). De plus, il ne semble pas y avoir de différences significatives dans la réaction du produit suite aux variations du taux de chômage.

Après les années 2000, quelques auteurs se sont penchés sur la validité de la loi au niveau des régions d'un même pays. En Grèce, Apergis et al. (2003) et Christopoulos (2004) ont étudié la relation production-chômage au niveau régional. Pour les premiers, leurs travaux ont été effectués sur la période de 1960 à 1997.

Durant cette période, l'économie grecque comportait un faible taux de chômage. À partir de 1981, la croissance a connu un ralentissement et il s'ensuivit une hausse du taux de chômage, passant de 2,7 % dans les années 1980 à 8,1% en 1984 et 11,3% en 2000 malgré le taux de croissance élevé de 1993 (Apergis, 2003). Après 1980, les changements structurels en matière de licenciement ont été en faveur des travailleurs et parmi les chômeurs, beaucoup étaient des chômeurs de longue durée.

Ainsi, dans le but de vérifier la réactivité du marché du travail grec à la suite des changements de production, les auteurs ont cherché à tester la loi d'Okun au niveau de huit (8) régions de la

Grèce, en utilisant deux méthodes alternatives, le filtre de Hodrick-Prescott et le filtrage passe-bande.

Les résultats empiriques ne montrent aucune différence interrégionale. Par contre, dans deux régions (l'Épire et les îles de la mer Égée du nord), les résultats sont supérieurs à la moyenne (autour de -3). De plus, les résultats ont montré qu'après la période 1981, le chômage est devenu plus sensible à la production. Pour lutter contre le chômage, les auteurs préconisent que l'État doit procéder aux déréglementations du marché du travail qui pourraient conduire à une hausse de la productivité du travail et de l'économie globale.

Dans la seconde étude, Christopoulos soutient que pour une première analyse de la relation entre production et chômage, la Grèce représente le pays idéal à cause de l'existence d'un niveau de chômage élevé (Christopoulos, 2004). Il constate que le taux de chômage a considérablement augmenté en Grèce passant de 4,38% en 1981 à 11,11% en 2000. De ce fait, les différences entre régions ont également augmenté au point d'avoir un taux de chômage supérieur à la moyenne nationale (Macédoine occidentale 14,89%, la Thessalie 12,31 et l'Épire 11,54).

Ainsi, il examine la relation entre la production et le chômage au niveau des 13 régions grecques entre 1971 et 1993. Les résultats confirment la validité de la loi d'Okun dans six (6) régions sur treize (13). La valeur du coefficient est faible et varie entre -1,70 et -0,32. Les résultats suggèrent qu'il existe une relation à long terme entre le chômage et la production régionale. Dans les régions où la loi est vérifiée, le chômage varie en fonction de la production. Cependant, dans les autres régions (13), le niveau du chômage n'évolue pas avec la variation de la production.

Les politiques nationales en matière de gestion de la demande seront suffisantes pour réduire le chômage régional dans les premières. Dans les secondes où la loi n'est pas vérifiée, ses préconisations sont semblables à celles de Apergis et al. et incitent les politiques à adopter des politiques économiques favorisant les changements structurels du marché du travail.

Harris et Silverstone (2001) et Moosa (1997) ont mené des études transnationales avec les données canadiennes. Les premiers ont examiné l'asymétrie de la loi d'Okun au niveau de sept pays de l'OCDE et ont estimé le coefficient d'Okun à -0,386. Le second a testé le coefficient d'Okun pour les pays du G7 et obtient une valeur de -0,491. Aussi, à la suite de ces précédentes études, Adanu (2005) poursuit l'analyse au niveau régional et compare la validité de la loi d'Okun au niveau des provinces du Canada.

À l'aide de la méthode du filtre de Hodrick-Prescott (HP) et de la méthode de dé-stratification quadratique (tendance quadratique, TQ), les résultats obtenus sont significatifs pour l'ensemble des provinces, à l'exception de l'Alberta, des Provinces maritimes (avec la seconde méthode) et de la Saskatchewan (avec le filtre de HP). L'estimation moyenne du coefficient d'Okun est de -1,58 pour la première méthode (HP) et de -1,32 pour la seconde (tendance quadratique). Généralement, la baisse de la production impact plus grandement les plus grandes provinces et les plus industrialisées. Ces résultats semblent en moyenne correspondre à ceux de Silverstone (2001) et Moosa (1997).

Villaverde et Maza ont mené leur travail sur 17 régions d'Espagne. L'objectif était d'estimer la validité de la loi d'Okun entre 1980 et 2004 dans ces régions ; et de déterminer dans quelle mesure le taux de chômage régional entraînerait des changements de la production en vue d'orienter les différentes politiques économiques.

Les auteurs utilisent le « modèle gap » pour effectuer une série de tests. Premièrement, les résultats confirment la validité de la loi d'Okun dans la plupart des régions (15/17 régions). Ce coefficient est faible et varie entre 0,32 et 1,55 (résultats semblables à celle de Christopoulos pour la Grèce) et est de 0,91 pour l'Espagne (Villaverde, 2009).

Pour réduire le chômage, les auteurs préconisent une meilleure efficacité et flexibilité du marché du travail.

En effet, dans les régions où le coefficient est élevé, des politiques de gestion de la demande à court terme pourraient permettre de réduire le taux de chômage. Pour les régions où le coefficient est faible et les régions où la loi ne s'applique pas, des politiques d'offres globales seraient mieux adaptées. Par conséquent, dans le but d'accroître les incitations au travail et la flexibilité des salaires, des réformes des systèmes d'imposition, et d'indemnisation et la flexibilité des salaires pourraient être adéquates (Villaverde, 2009).

Binet et Facchini (2013) ont étudié la constante disparité du niveau du chômage entre les régions françaises. Utilisant la période de 1990 à 2008, ils effectuent une estimation du coefficient sur les 22 régions administratives françaises. Pour tenir compte de l'hétérogénéité spatiale, c'est-à-dire de la différence entre les régions, ils introduisent un coefficient d'Okun spécifique à chaque région dans leur modèle.

Les résultats confirment la validité de la loi d'Okun dans 14 régions administratives avec un coefficient qui varie entre -0,91 et -1,81. Dans les huit autres régions administratives, la production n'évolue pas suite à la variation du taux de chômage ; et les coefficients d'Okun

ne sont pas statistiquement significatifs (Binet, 2013). À la suite de ces travaux, ils préconisent que l'État doit, dans les régions où la loi est valide, renforcer les politiques classiques visant à stimuler la croissance du PIB. Par contre, dans les régions où la loi n'est pas vérifiée, les dirigeants doivent adopter des politiques spécifiques à ces régions.

Dans le même élan, Durech et al. (2014) ont tenté d'estimer la validité de la loi d'Okun au niveau des régions de la République Tchèque et de la Slovaquie (22 régions). Les résultats issus du filtre de HP montrent une relation inverse entre production et chômage et sont donc conformes à la loi d'Okun (tous les coefficients sont négatifs).

Cependant, comme l'ont trouvé Apergis et al. (2003), Christopoulos (2004) et Villaverde et al. (2009), les résultats révèlent une grande disparité entre les régions. En République Tchèque, le coefficient est significatif uniquement dans 11 régions sur 14 alors qu'en Slovaquie dans 5 régions sur 8 et varie entre -0,92 et -3,00 (Durech, 2014).

Les régions où le coefficient n'est pas significatif sont caractérisées par un chômage moyen et de longue durée relativement élevé, une croissance moyenne faible, de faible investissement étranger et intérieur.

Récemment, Tumanoska (2019) s'est intéressé à la Macédoine et constate qu'en 10 ans, le taux de chômage a diminué de 10 points de pourcentage.

Cependant, celui des jeunes (46,9% en 2017) est resté relativement élevé et supérieur à la moyenne européenne (19,6%). La principale raison est entre autres l'inadéquation entre l'offre et la demande de main d'œuvre, la réduction de l'offre d'emploi et l'augmentation du temps passé dans les études. Ainsi, dans son travail, Tumanoska (2019) tente d'estimer la relation entre le chômage et la production en Macédoine du Nord au cours de la période 1991 à 2017. Il teste alors la validité empirique de la loi d'Okun pour ce pays en utilisant le modèle de la différence. Les résultats suggèrent l'existence d'une relation négative à long terme entre production et chômage global. La hausse du PIB de 1% entraîne une baisse du taux de chômage total de 2,57% (Tumanoska, 2019).

6. Synthèse de la revue de littérature

Au travers de cette revue de littérature, nous avons parcouru les études portant sur la loi d'Okun. Dans un premier temps, nous avons analysé des études se rapportant à l'asymétrie de la loi. En effet, certains auteurs ont montré que la valeur du coefficient pouvait changer en fonction de la conjoncture et des chocs économiques.

Dans une seconde partie, nous avons passé en revue certaines études relatives à la validité de la loi d'Okun au niveau d'un seul pays et de plusieurs pays. Généralement, les résultats trouvés par la majorité des auteurs vont dans le même sens que ceux d'Okun ; c'est-à-dire un lien inverse entre croissance économique et taux de chômage. Par ailleurs, certains auteurs ont trouvé que la valeur du coefficient était plus élevée dans la catégorie d'âge jeune.

Et enfin, dans une troisième partie, nous avons mis en exergue quelques études relatives à la validité de la loi d'Okun au niveau régional. Globalement, ces résultats montrent également un lien inverse entre la croissance régionale et le taux de chômage. Cependant, la plupart de ces études ne tiennent pas compte de l'aspect démographique des régions étudiées dans leurs modélisations.

En effet, il paraît plausible de croire que l'évolution démographique au sein d'une zone géographique pourrait avoir un impact sur le marché du travail et impacter ainsi le niveau du chômage.

Au travers de la littérature parcourue, il apparaît que la plupart des études sur la loi d'Okun ne s'applique qu'à un seul pays ou un groupe réduit de pays. Concernant les études régionales sur la loi, elles ne s'appliquent qu'aux régions d'un même pays. À l'exception de Durech et al. (2014) qui ont mené leur étude sur les régions de deux pays, il existe très peu d'études de la validité de la loi d'Okun au niveau des régions de plusieurs pays.

Dans notre travail, nous allons premièrement tenter d'estimer la loi d'Okun au niveau des régions de plusieurs pays européens. Ensuite, nous essayerons d'introduire l'aspect démographique dans notre équation puis effectuerons d'autres estimations pour tenter de mesurer l'impact de cette variable sur le taux de chômage.

III. Analyse économétrique

Dans la suite de notre travail sur la validité régionale de la loi d'Okun, nous commençons ce chapitre par une description détaillée des différentes variables que nous utiliserons dans notre travail. Ensuite nous analyserons quelques graphiques et données statistiques. Puis, nous détaillerons notre modélisation et terminerons par la régression et l'analyse des résultats.

1. Données

Pour notre travail d'estimation, nous utilisons des données du taux de chômage, du PIB régional et de la densité provenant de la base de données de l'OCDE. Les données disponibles vont généralement de 1995 à 2020. Ces données concernent les pays de l'Europe des 15 (entre 1995 et 2004).

À la différence de Durech et al. (2014) qui ont mené leurs travaux sur les régions de deux pays (la République Tchèque et de la Slovaquie), nous avons décidé d'effectuer nos estimations sur les données régionales des pays de l'Europe des 15 : La Belgique, la France, l'Allemagne, le Luxembourg, les Pays-Bas, l'Italie, le Danemark, l'Irlande, la Grèce, l'Espagne, le Portugal, l'Autriche, le Royaume-Uni, La Finlande et le Suède (sans exclure le Royaume-Uni).

Cependant, après le traitement de la base de données, nos données de panel est composées de 11 pays (les raisons de l'exclusion de certains pays sont présentées dans les points suivants). La période d'étude possible est de 2001 à 2019 (voir explication ci-dessous). Pour l'ensemble de ces pays, nous travaillons avec des données au niveau territorial 2 (TL2)³.

1.1. Le taux de chômage régional

Le taux de chômage représente la part des chômeurs dans la population active. Il concerne la catégorie de populations dont l'âge est compris entre 15 ans et plus. Concrètement ce taux est égal au rapport du nombre de personnes au chômage à la somme du nombre de personnes ayant un emploi et le nombre de chômeurs. Est considéré comme chômeur, toute personne

³ Il s'agit des 362 grandes régions de la zone OCDE

étant sans emploi, disponible pour travailler et étant activement à la recherche d'un emploi, mais qui ne travaille pas.

La base de données fournie par l'OCDE sur le taux de chômage régional couvre la période allant de 1995 à 2020. Nous avons pour la période 1995 à 1998 des données manquantes pour : l'Autriche, la Belgique, la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, le Portugal, l'Espagne, le Suède et le Royaume-Uni. Ce qui nous contraint à supprimer cette période.

Le Portugal est composé de sept régions, mais en raison du manque de données pour certaines régions, seules 4 régions sont utilisées. En effet, pour les régions autonomes des Açores et de Madère, les données ne sont disponibles qu'à partir de 2006 pour le premier et de 2005 pour la seconde. Pour la région d'Algarve, jusqu'en 2001, les données sont indisponibles. Nous utiliserons par conséquent dans notre analyse, les données des 4 autres régions.

Quant aux régions françaises, nous allons analyser les données des 13 régions métropolitaines. Les données de la Guyane, de la Guadeloupe, de la Martinique et de la Réunion ne sont pas disponibles entre 1999 et 2000. Quant à la Mayotte, jusqu'en 2012 les données ne sont pas disponibles. En Espagne, parmi les 19 des grandes régions espagnoles, nous avons supprimé 2 régions (Ceuta et Melilla) pour des données manquantes entre 2001 et 2004.

Par ailleurs, nous avons éliminé 4 pays de notre base de données : la Finlande en raison de données indisponibles jusqu'en 2004 et pour toutes ses 4 régions, le Danemark pour cause de données non disponibles de 1999 à 2006. Pour l'Irlande, jusqu'en 2011, des données sont indisponibles. La Finlande pour des données indisponibles jusqu'en 2005. Enfin, nous supprimons le Luxembourg parce que dans la base de données fournie par l'OCDE, elle ne possède qu'une seule région, donc aucun intérêt dans le cadre de notre travail.

1.2. Le produit intérieur brut régional (PIB)

Le PIB utilisé est un indicateur du niveau de production régionale ou nationale. Il recense l'ensemble de tous les biens et services produits dans une zone économique, et permet de mesurer et comparer les activités économiques entre différentes régions. Dans la base de données que nous allons utiliser (OCDE), il est exprimé en millions de dollars américains, au prix constant (2015 étant l'année de base).

La base de données PIB ne nous permet pas de considérer l'année 1999 pour cause de données manquantes pour la majorité des pays (à l'exception des Pays-Bas et du Royaume-Uni), et l'année 2020, pour données indisponibles.

1.3. La densité

Pour la Banque mondiale : « La densité de population est la population en milieu d'année divisée par la superficie en kilomètres carrés. La population est basée sur la définition de facto de la population, qui compte tous les résidents, quel que soit leur statut juridique ou leur nationalité, à l'exception des réfugiés non installés de manière permanente dans le pays d'asile, qui sont généralement considérés comme faisant partie de la population de leur pays d'origine. La superficie terrestre est la superficie totale d'un pays, à l'exclusion de la superficie des masses d'eau intérieures, des revendications nationales sur le plateau continental et des zones économiques exclusives. Dans la plupart des cas, la définition des masses d'eau intérieures inclut les principaux fleuves et lacs » ([Banque Mondiale, 2021](#)).

La densité représentant ainsi le rapport entre la population habitant une zone et la superficie de cette zone est exprimée en nombre d'habitants par kilomètre carré. Cette grandeur permet de distinguer les territoires les plus peuplés des moins peuplés.

1.4. Statistique et description du modèle

Après plusieurs traitements, notre échantillon de données est composé au final de 127 régions de 11 pays d'Europe. La période étudiée commence en 2001 et se termine en 2019, soit 19 périodes. Le tableau 3 nous montre pour les régions de Belgique et quelques régions d'Espagne et d'Allemagne les différences en termes de croissance du PIB, de densité et de taux de chômage.

Tableau 3 : Valeurs moyenne du taux de croissance du PIB, du taux de chômage et de la densité

| Pays | Ville | Taux de croissance PIB | Taux de chômage | Densité |
|------------------|--------------------|---------------------------|--------------------|---------|
| Belgique | Bruxelles-Capitale | 1,36 | 15,96 | 6767,18 |
| | Région flamande | 1,73 | 4,55 | 466,17 |
| | Wallonie | 1,43 | 10,31 | 207,62 |
| Espagne | Galice | 1,69 | 14,22 | 93,03 |
| | Asturies | 0,91 | 14,08 | 100,23 |
| | Catalogne | 1,71 | 13,48 | 224,61 |
| | Pays Basque | 1,39 | 10,81 | 298,79 |
| | Madrid | 2,14 | 12,02 | 773,59 |
| | Navarra | 1,54 | 9,62 | 59,36 |
| Allemagne | Bavière | 1,69 | 4,1 | 179,82 |
| | Berlin | 1,81 | 12,72 | 5059,57 |
| | Saxe | 1,47 | 11,28 | 230,15 |
| | Saxe-Anhalt | 0,81 | 12,89 | 117,11 |

Dans le tableau 3, en Belgique, la Région de Bruxelles-Capitale a le taux de croissance moyen le plus faible. De plus, cette région a un taux de chômage largement supérieur à celui des deux autres régions du pays. Par ailleurs, sa densité est 14 fois plus élevée que celle de la Région flamande et plus de 32 fois plus élevée que la densité en Région Wallonne. Vu ce constat, on pourrait envisager un lien entre cette densité et le niveau de chômage élevé de cette région.

Le constat fait sur les régions de la Belgique se confirme au niveau des régions des deux autres pays du tableau ; avec un taux de chômage moyen supérieur à 12%.

Le graphique 1 montre pour quelques régions, une évolution du taux de croissance du produit intérieur brut et l'écart entre deux périodes du taux de chômage⁴.

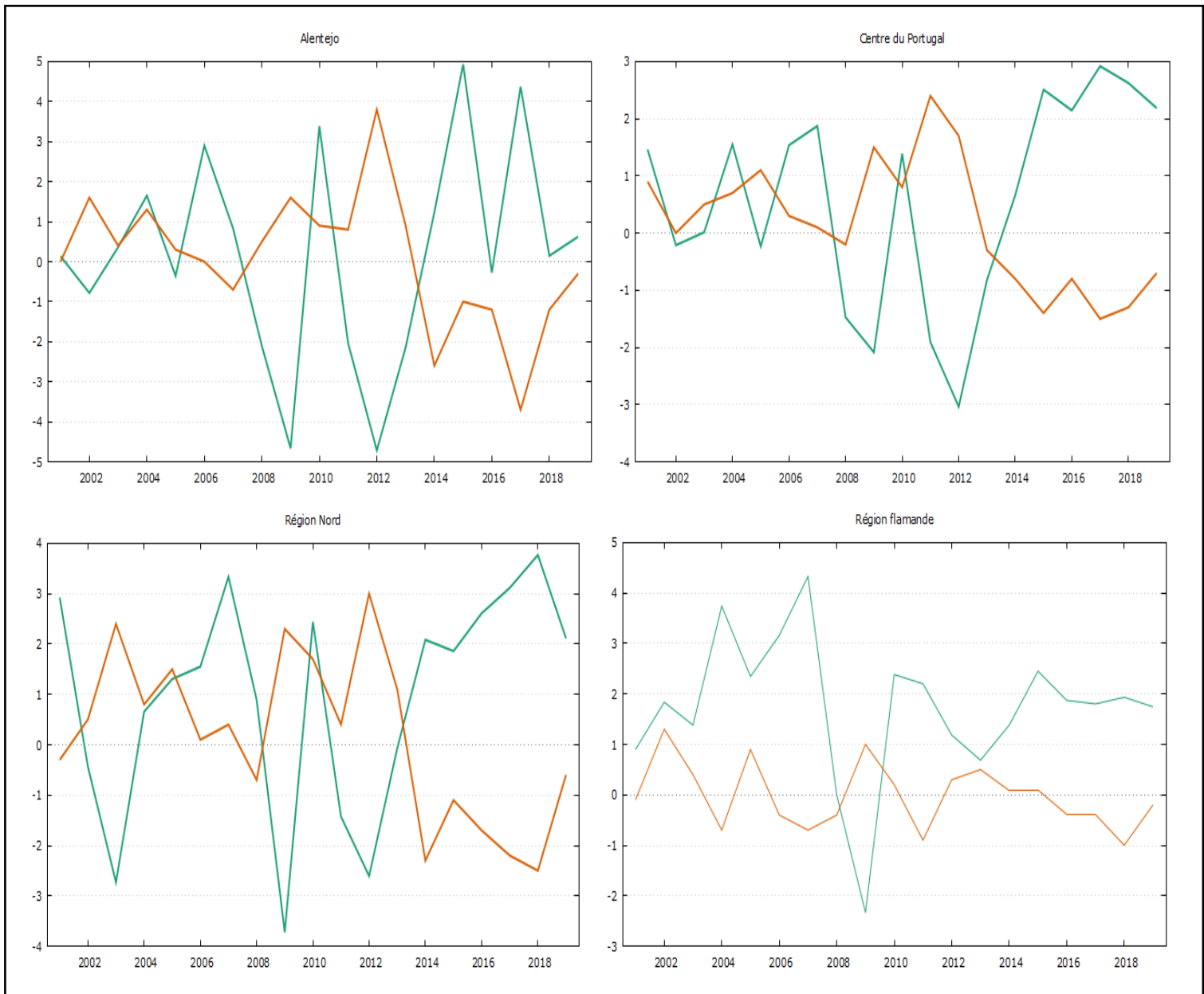
Au cours de la période étudiée, ce graphique nous montre pour trois régions de la Belgique et trois régions du Portugal, une variation du taux de croissance du produit intérieur brut et de

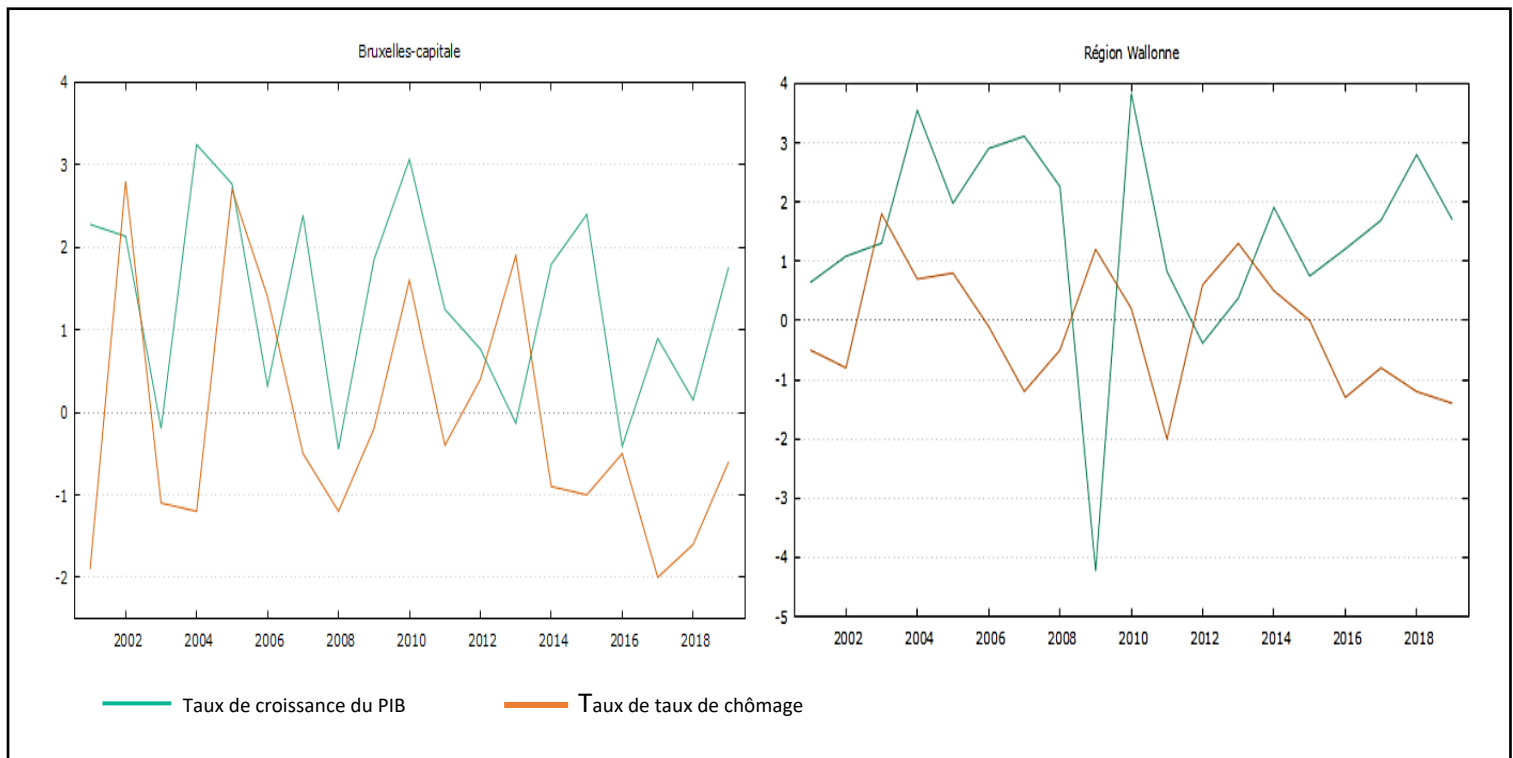
⁴ La sélection des régions dans la figure 1 est arbitraire, car il existe de nombreuses régions

l'écart du taux de chômage entre deux périodes.

Graphiquement, ces deux courbes semblent évoluer dans le sens opposé, et correspondent aux enseignements de la théorie économique. Cependant, on constate une certaine différence entre les régions.

Graphique 1 : Évolution du taux de croissance du PIB et de l'écart entre deux périodes du taux de chômage :





1.5- Description du modèle

Dans son travail originel, Okun a utilisé trois méthodes. La méthode de première différence, la méthode d'écart et la méthode de tendance et élasticité ajustée. Cependant, dans la littérature, apparaissent de façon récurrente, les deux premières méthodes : la méthode de première différence et la méthode d'écart.

Nous allons utiliser la **méthode d'écart** qui est l'une des méthodes utiliser par Okun (1962) ainsi que plus récemment par certains auteurs cités plus haut.

Notre équation d'estimation est de la forme suivante :

$$U_{i,t} - U_{i,t}^* = a + b_{i,t}(Y_{i,t} - Y_{i,t}^*) \quad (1)$$

$$U_{i,t} - U_{i,t}^* = a + b_{i,t}(Y_{i,t} - Y_{i,t}^*) + D_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Où $Y_{i,t}$ et $Y_{i,t}^*$ représentent respectivement le produit réel et le produit potentiel. U_t correspond au taux de chômage conjoncturel et U_t^* le taux de chômage naturel.

Le paramètre a est une constante et b représente le coefficient d'Okun. La différence entre le produit potentiel (Y_t^*) et le produit observé correspond au niveau cyclique de la production ; de même la différence entre le taux de chômage observé (U_t) et naturel (U_t^*) reflète le taux de chômage cyclique.

La densité est représentée par $D_{i,t}$ et le terme d'erreur par ε_{it} . Enfin, i désigne la région concernée et t la période (en année).

$Y_{i,t}$: PIB réel

$D_{i,t}$: Densité régionale

$Y_{i,t}^*$: PIB potentiel

$\varepsilon_{i,t}$: terme d'erreur

$U_{i,t}$: Taux chômage conjoncturel

$U_{i,t}^*$: Taux de chômage naturel

La difficulté dans cette méthode résulte dans la détermination de Y_t^* et U_t^* qui sont tous les deux des données non observables ; et représente les tendances de la production et du chômage (moyenne ou médiane). Ce qui implique qu'ils doivent être estimés.

Nous utiliserons donc le filtre de Hodrick-Prescott comme l'on fait Durech et al. (2014) et Ruxandra (2015) pour déterminer les tendances du produit et du taux de chômage réel ; et ensuite calculons le produit cyclique et le taux de chômage cyclique.

Compte tenu des caractéristiques de nos données et des estimations à faire, nous créons des variables binaires pour chacune des régions ensuite *des variables d'interactions* entre ces variables binaires et le chômage cyclique ($U_{i,t} - U_{i,t}^*$).

Le but, c'est de nous permettre de capter les effets fixes pour chacune des régions afin de connaître l'effet du niveau de chômage sur la production de chacune des régions étudiées. Car, il peut y avoir des différences entre certaines régions. Ces différences peuvent être d'ordres culturels, sociologiques, politiques.

Ensuite, nous utiliserons la méthode des moindres carrés ordinaire comme méthode de régression pour effectuer les régressions.

2. Estimation économétrique et analyse des résultats.

La première régression concerne la validité de la loi au niveau régional sans tenir compte de la densité ; et la seconde régression reprend la première en incluant la densité.

- 1^{ème} régression : au niveau régional,
- 2^{ème} régression : au niveau régional en incluant la variable densité.

1. Régression avec les régions

Nous effectuons cette première régression à l'aide de l'équation (1) et par la MCO.

MCO empilés, utilisant 2413 observations, 127 processus individuels inclus.
Dimension temporelle = 19, Variable dépendante : Produit cyclique.

Tableau 4 : Résultats de la régression 1

| Pays | Région | Coefficient (b) | significativité |
|----------------|-------------------------|-----------------|-----------------|
| Constante (a) | -0,0890722 | | *** |
| Autriche (4/9) | Burgenland | -2,38634 | |
| | Basse Autriche | -3,11494 | ** |
| | Vienne | -1,87421 | |
| | Carinthie | -4,00776 | *** |
| | Styrie | -4,05414 | *** |
| | Haute-Autriche | -5,54992 | *** |
| | Salzbourg | -0,44027 | |
| | Tyrol | -1,70225 | |
| | Vorarlberg | 0,08443 | |
| Belgique (1/3) | Bruxelles-Capitale | -0,53927 | |
| | Région flamande | -3,35600 | * |
| | Wallonie | -1,35572 | |
| France (6/12) | Île-de-France | -3,50918 | * |
| | Centre - Val de Loire | -2,32449 | |
| | Bourgogne-Franche-Comté | -1,33939 | |
| | Normandie | -4,00275 | ** |
| | Hauts-de-France | -2,67433 | |
| | Grand Est | -3,05190 | * |
| | Pays de la Loire | -4,49115 | ** |
| | Bretagne | -0,21912 | |
| | Nouvelle-Aquitaine | -1,93927 | |
| | Occitanie | -4,22311 | *** |
| | Auvergne-Rhône-Alpes | -1,98198 | |

| | | | |
|---------------------|------------------------------------|----------|-----|
| | Provence-Alpes-Côte d'Azur | -3,21262 | ** |
| Allemagne (2/16) | Baden Württemberg | -1,95452 | |
| | Bavière | -4,06647 | ** |
| | Berlin | -0,71413 | |
| | Brandebourg | -0,19328 | |
| | Bremen | 1,83791 | |
| | Hambourg | 3,32844 | ** |
| | Hesse | 1,75781 | |
| | Mecklembourg-Poméranie-Occidentale | -1,8235 | |
| | Lower Saxony | -1,01117 | |
| | Rhénanie du Nord-Westphalie | -0,37355 | |
| | Rhénanie-Palatinat | -2,79511 | |
| | Sarre | -0,13378 | |
| | Saxe | -0,01775 | |
| | Saxe-Anhalt | -0,42356 | |
| | Schleswig-Holstein | -1,28185 | |
| | Thuringe | -0,39092 | |
| Grèce (13/13) | Attique | -2,98065 | *** |
| | Nord de l'Égée | -2,46473 | *** |
| | Sud de l'Égée | -2,17316 | *** |
| | Crète | -3,14220 | *** |
| | Macédoine orientale, Thrace | -2,38577 | *** |
| | Macédoine centrale | -2,99714 | *** |
| | Macédoine occidentale | -0,86167 | * |
| | Épire | -3,74657 | *** |
| | Thessalie | -3,30322 | *** |
| | Îles ioniennes | -0,98467 | *** |
| | Grèce occidentale | -2,61192 | *** |
| | Grèce centrale | -4,11187 | *** |
| | Péloponnèse | -4,03671 | *** |
| Italie (19/21) | Piémont | -5,21491 | *** |
| | Vallée d'Aoste | -9,51666 | *** |
| | Ligurie | -4,66965 | *** |
| | Lombardie | -6,25650 | *** |
| | Abruzzes | -3,80110 | ** |
| | Molise | -3,89626 | *** |
| | Campanie | -5,09138 | *** |
| | Pouilles | -3,32196 | ** |
| | Basilicata | -0,71458 | |
| | Calabre | -10,3121 | *** |
| | Sicile | -6,77702 | *** |
| | Sardaigne | -7,66268 | *** |
| | Province de Bolzano-Bozen | 0,419906 | |
| | Province de Trente | -8,15981 | *** |
| | Veneto | -4,18645 | *** |
| | Frioul-Vénétie julienne | -4,02784 | *** |
| Émilie-Romagne | -6,22830 | *** | |

| | | | |
|---------------------|-----------------------------------|----------------|-----|
| | Toscane | -6,62629 | *** |
| | Ombrie | -4,36304 | *** |
| | Marche | -5,55848 | *** |
| | Lazio | -5,53715 | *** |
| Pays-Bas (10/12) | Groningue | 0,31362 | |
| | Frise | -2,99409 | ** |
| | Drenthe | -1,18924 | |
| | Overijssel | -5,64246 | *** |
| | Gueldre | -6,50351 | *** |
| | Flevoland | -1,70815 | ** |
| | Utrecht | -8,90090 | *** |
| | Hollande-Septentrionale | -4,12890 | *** |
| | Hollande-Méridionale | -2,95885 | ** |
| | Zélande | -4,67505 | *** |
| | Brabant-du-Nord | -7,04770 | *** |
| | Limbourg | -3,62503 | *** |
| Portugal (4/4) | Région Nord | -6,16919 | *** |
| | Centre du Portugal | -5,91195 | *** |
| | Région métropolitaine de Lisbonne | -3,58994 | *** |
| | Alentejo | -4,63816 | *** |
| Espagne (17/17) | Galice | -5,53249 | *** |
| | Asturies | -3,62237 | *** |
| | Cantabria | -5,75827 | *** |
| | Pays Basque | -6,24259 | *** |
| | Navarra | -5,25419 | *** |
| | La Rioja | -3,44126 | *** |
| | Aragon | -4,02150 | *** |
| | Madrid | -4,76329 | *** |
| | Castille-et-León | -5,55723 | *** |
| | Castille-La Mancha | -3,07776 | *** |
| | Extremadura | -4,01905 | *** |
| | Catalogne | -6,19254 | *** |
| | Valence | -4,46593 | *** |
| | Îles Baléares | -5,54133 | *** |
| | Andalousie | -4,36211 | *** |
| | Murcia | -4,38974 | *** |
| | Îles Canaries | -4,66917 | *** |
| Suède (5/8) | Stockholm | 0,681987 | |
| | Région Centre Est | -1,54764 | |
| | Småland avec les îles | -2,10926 | ** |
| | Sud de la Suède | -0,93012 | |
| | Ouest de la Suède | -1,76975 | |
| | Région Centre Nord | -1,64950 | |
| | Norrland central | 2,57131 | * |
| | Norrland septentrional | 0,356254 | |
| Royaume-Uni | Angleterre du Nord-Est | -4,66733 | *** |
| | Angleterre du Nord-Ouest | -6,61041 | *** |
| | Yorkshire et Humber | -5,17645 | *** |

| | | | |
|--|-------------------------|----------|-----|
| (10/12) | Midlands de l'Est | -6,68755 | *** |
| | Midlands de l'Ouest | -5,73137 | *** |
| | Angleterre de l'Est | -4,49103 | *** |
| | Grand Londres | -3,15372 | ** |
| | Angleterre du Sud-Est | -6,73222 | *** |
| | Angleterre du Sud-Ouest | -7,60973 | ** |
| | Pays de Galles | -7,12166 | *** |
| | Écosse | -4,81775 | *** |
| | Irlande du Nord | -6,32964 | *** |
| R2 = 0,6219 R2 ajusté = 0,5977 | | | |
| F (145, 2267) stat = 25,718 | | | |
| *** seuil de 10 % ** seuil de 5 % * seuil de 1% | | | |

Parmi les 127 régions, on obtient **91 régions** des coefficients significatifs (voir tableaux 4 ci-dessus pour le seuil de significativité). Globalement, les résultats nous montrent donc des coefficients d'Okun négatifs et significatifs pour la plupart des régions ; un signe négatif correspond à la prédiction de la loi d'Okun. En Espagne, au Royaume-Uni, au Portugal, en Grèce, tous les coefficients b obtenus pour l'ensemble de leurs régions sont négatifs et significatifs. Par ailleurs, parmi les régions, nous constatons deux régions qui ont un coefficient d'Okun positif et significatif (Hambourg et Norrland central).

Concernant la qualité de l'ajustement, les résultats semblent être d'une bonne précision car nous obtenons un R carré de 62,19% et un R carrée ajustée de 59,34%. Donc, les variations du chômage cyclique sont expliquées à 59,34 % par les variations du produit cyclique.

2. Régression en tenant compte de la densité de chaque région

Dans cette deuxième régression, nous utilisons la deuxième équation qui inclut la densité.

MCO empilés, utilisant 2413 observations , 127 processus individuels inclus.
Dimension temporelle = 19, Variable dépendante: produit cyclique.

Tableau 5 : Résultats de la régression 2

| Pays | Région | coefficient | significativité |
|---------------------|------------------------------------|-------------|-----------------|
| Constante | -0,0739659 | | *** |
| Autriche (6/9) | Burgenland | -1,31701 | |
| | Basse Autriche | -3,36809 | ** |
| | Vienne | -2,20725 | |
| | Carinthie | -3,64701 | *** |
| | Styrie | -4,31034 | *** |
| | Haute-Autriche | -5,48248 | *** |
| | Salzbourg | -0,26723 | |
| | Tyrol | -2,62409 | * |
| | Vorarlberg | -2,38547 | * |
| Belgique (1/3) | Bruxelles-Capitale | -0,40884 | |
| | Région flamande | -5,36233 | ** |
| | Wallonie | -1,47518 | |
| France (8/12) | Île-de-France | -1,70732 | |
| | Centre - Val de Loire | -3,21535 | ** |
| | Bourgogne-Franche-Comté | -2,03787 | |
| | Normandie | -4,45479 | *** |
| | Hauts-de-France | -4,61947 | ** |
| | Grand Est | -3,63078 | *** |
| | Pays de la Loire | -5,17578 | *** |
| | Bretagne | -0,70501 | |
| | Nouvelle-Aquitaine | -3,14446 | ** |
| | Occitanie | -2,95695 | ** |
| | Auvergne-Rhône-Alpes | -2,82538 | * |
| | Provence-Alpes-Côte d'Azur | 0,702394 | |
| Allemagne (5/16) | Baden-Württemberg | -2,46078 | ** |
| | Bavière | -4,90083 | *** |
| | Berlin | -1,86989 | * |
| | Brandebourg | -1,76673 | |
| | Bremen | 0,98464 | |
| | Hambourg | -0,81066 | |
| | Hesse | -0,47547 | |
| | Mecklembourg-Poméranie-Occidentale | -2,70903 | |
| | Lower Saxony | -1,21815 | |
| | Rhénanie du Nord-Westphalie | -1,75747 | |
| | Rhénanie-Palatinat | -3,45369 | ** |
| | Sarre | -0,10610 | |
| | Saxe | -1,31706 | |
| | Saxe-Anhalt | -0,71416 | |
| | Schleswig-Holstein | -3,40293 | ** |
| | Thuringe | -1,34037 | |
| Grèce (12/13) | Attique | -3,37406 | *** |
| | Nord de l'Égée | -2,34796 | *** |
| | Sud de l'Égée | -2,31291 | *** |
| | Crète | -3,07506 | *** |
| | Macédoine orientale, Thrace | -2,53853 | *** |

| | | | |
|------------------|-----------------------------------|----------|-----|
| | Macédoine centrale | -2,88893 | *** |
| | Macédoine occidentale | 0,894023 | |
| | Épire | -3,45654 | *** |
| | Thessalie | -3,25680 | *** |
| | Îles ioniennes | -0,85213 | *** |
| | Grèce occidentale | -2,44427 | *** |
| | Grèce centrale | -4,81100 | *** |
| | Péloponnèse | -3,80892 | *** |
| Italie (19/21) | Piémont | -5,95018 | *** |
| | Vallée d'Aoste | -9,48583 | *** |
| | Ligurie | -4,77852 | *** |
| | Lombardie | -6,48216 | *** |
| | Abruzzes | -3,62151 | *** |
| | Molise | -4,32659 | *** |
| | Campanie | -5,46048 | *** |
| | Pouilles | -3,64016 | ** |
| | Basilicata | -0,69552 | |
| | Calabre | -10,4658 | *** |
| | Sicile | -7,58253 | *** |
| | Sardaigne | -7,80645 | *** |
| | Province de Bolzano-Bozen | 0,86154 | |
| | Province de Trente | -7,86779 | *** |
| | Veneto | -4,38968 | *** |
| | Frioul-Vénétie julienne | -4,68814 | *** |
| | Émilie-Romagne | -6,36379 | *** |
| Toscane | -6,76895 | *** | |
| Ombrie | -4,44391 | *** | |
| Marche | -5,16877 | *** | |
| Lazio | -5,51774 | *** | |
| Pays-Bas (10/12) | Groningue | 0,439551 | |
| | Frise | -3,57477 | *** |
| | Drenthe | -1,35468 | |
| | Overijssel | -5,52951 | *** |
| | Gueldre | -6,07438 | *** |
| | Flevoland | -4,77904 | *** |
| | Utrecht | -8,64590 | *** |
| | Hollande-Septentrionale | -4,27561 | *** |
| | Hollande-Méridionale | -4,47125 | *** |
| | Zélande | -4,76016 | *** |
| | Brabant-du-Nord | -6,88047 | *** |
| | Limbourg | -3,59001 | *** |
| Portugal (4/4) | Région Nord | -4,56003 | *** |
| | Centre du Portugal | -4,75594 | *** |
| | Région métropolitaine de Lisbonne | -4,97152 | *** |
| | Alentejo | -3,57056 | *** |
| | Galice | -5,51555 | *** |
| | Asturies | -3,60676 | *** |
| | Cantabria | -5,85316 | *** |

| | | | |
|----------------------------|----------------------------|----------------|-----|
| Espagne (17/17) | Pays Basque | -6,15989 | *** |
| | Navarra | -5,89869 | *** |
| | La Rioja | -6,72700 | *** |
| | Aragon | -5,82059 | *** |
| | Madrid | -6,39937 | *** |
| | Castille-et-León | -5,64107 | *** |
| | Castille-La Mancha | -4,55693 | *** |
| | Extremadura | -3,69583 | *** |
| | Catalogne | -6,84526 | *** |
| | Valence | -5,12969 | *** |
| | Îles Baléares | -5,51930 | *** |
| | Andalousie | -4,39849 | *** |
| | Murcia | -6,08137 | *** |
| Îles Canaries | -4,90733 | *** | |
| Suède (2/8) | Stockholm | -1,84858 | |
| | Région Centre Est | -1,51133 | |
| | Småland avec les îles | -2,08915 | ** |
| | Sud de la Suède | -0,75744 | |
| | Ouest de la Suède | -1,61033 | |
| | Région Centre Nord | -1,56047 | |
| | <i>Norrland central</i> | 2,91135 | ** |
| Norrland septentrional | 0,48042 | | |
| Royaume- Uni (11/12) | Angleterre du Nord-Est | -10,5693 | *** |
| | Angleterre du Nord-Ouest | -6,74988 | *** |
| | Yorkshire et Humber | -4,57624 | *** |
| | Midlands de l'Est | -7,22874 | *** |
| | Midlands de l'Ouest | -6,03366 | *** |
| | Angleterre de l'Est | -4,89773 | *** |
| | Grand Londres | -4,26218 | *** |
| | Angleterre du Sud-Est | -7,86663 | *** |
| | Angleterre du Sud-Ouest | -6,92310 | *** |
| | Pays de Galles | -5,97927 | *** |
| | Écosse | -1,68606 | |
| Irlande du Nord | -4,93423 | *** | |
| DENSITE | | | |
| Autriche (7/9) | Densité-Burgenland | 35,2475 | *** |
| | Densité-Basse Autriche | 8,59021 | |
| | Densité-Vienne | 11,4574 | *** |
| | Densité-Carinthie | -1,14463 | |
| | Densité-Styrie | 19,6210 | ** |
| | Densité-Haute-Autriche | 8,80688 | * |
| | Densité-Salzburg | 7,60621 | * |
| | Densité-Tyrol | 12,9588 | ** |
| | Densité-Vorarlberg | 17,8579 | *** |
| Belgique (1/3) | Densité-Bruxelles-Capitale | 0,86795 | |
| | Densité-Région flamande | -20,819 | * |
| | Densité-Wallonie | -7,7612 | |
| | Densité-Île-de-France | -19,7676 | ** |

| | | | |
|----------------------|--|----------|-----|
| France (12/12) | Densité-Centre - Val de Loire | -17,7290 | *** |
| | Densité-Bourgogne-Franche-Comté | -11,1363 | * |
| | Densité-Normandie | -18,8247 | ** |
| | Densité-Hauts-de-France | -35,7885 | * |
| | Densité-Grand Est | -21,3397 | ** |
| | Densité-Pays de la Loire | -25,2598 | *** |
| | Densité-Bretagne | -17,1699 | *** |
| | Densité-Nouvelle-Aquitaine | -28,9395 | *** |
| | Densité-Occitanie | -12,2841 | ** |
| | Densité-Auvergne-Rhône-Alpes | -21,4980 | * |
| | Densité-Provence-Alpes-Côte d'Azur | -18,6851 | *** |
| Allemagne (13/16) | Densité-Baden-Württemberg | 10,5905 | *** |
| | Densité-Bavière | 14,0379 | *** |
| | Densité-Berlin | 2,82886 | |
| | Densité-Brandebourg | 4,65772 | * |
| | Densité-Bremen | 6,70563 | ** |
| | Densité-Hambourg | 8,25883 | *** |
| | Densité-Hesse | 6,48544 | ** |
| | Densité-Mecklembourg-Poméranie-Occidentale | 1,42614 | |
| | Densité-Lower Saxony | 10,1544 | *** |
| | Densité-Rhénanie du Nord-Westphalie | 7,69518 | ** |
| | Densité- Densité-Rhénanie-Palatinat | 12,7139 | *** |
| | Densité-Sarre | 6,55076 | ** |
| | Densité-Saxe | 3,51427 | |
| | Densité-Saxe-Anhalt | 5,26471 | ** |
| | Densité-Schleswig-Holstein | 13,2434 | *** |
| Densité-Thuringe | 9,00584 | *** | |
| Grèce (6/13) | Densité-Attique | 6,11382 | *** |
| | Densité-Nord de l'Égée | 1,49966 | |
| | Densité-Sud de l'Égée | 5,82723 | |
| | Densité-Crète | 12,0509 | *** |
| | Densité-Macédoine orientale, Thrace | 8,15756 | ** |
| | Densité-Macédoine centrale | 1,34928 | |
| | Densité-Macédoine occidentale | -14,3808 | *** |
| | Densité-Épire | -3,26732 | |
| | Densité-Thessalie | -8,48427 | ** |
| | Densité-Îles ioniennes | 0,55332 | |
| | Densité-Grèce occidentale | -5,61706 | |
| | Densité-Grèce centrale | -18,6006 | ** |
| Densité-Péloponnèse | 0,65985 | | |
| Italie (8/21) | Densité-Piémont | -7,01343 | * |
| | Densité-Vallée d'Aoste | 2,45944 | |
| | Densité-Ligurie | -8,60770 | ** |
| | Densité-Lombardie | -3,89201 | |
| | Densité-Abruzzes | -0,74714 | |
| | Densité-Molise | -20,9247 | *** |
| | Densité-Campanie | -9,90268 | ** |

| | | | |
|--------------------|--|----------|-----|
| | Densité-Pouilles | -2,96603 | |
| | Densité-Basilicata | 1,85686 | |
| | Densité-Calabre | -4,11607 | |
| | Densité-Sicile | -9,18028 | ** |
| | Densité-Sardaigne | -7,58535 | |
| | Densité-Province de Bolzano-Bozen | 7,46430 | |
| | Densité-Province de Trente | -4,75927 | |
| | Densité-Veneto | -5,73630 | * |
| | Densité-Frioul-Vénétie julienne | -9,94529 | ** |
| | Densité-Émilie-Romagne | -1,67959 | |
| | Densité-Toscane | -3,39905 | |
| | Densité-Ombrie | -5,63007 | ** |
| | Densité-Marche | -3,84688 | |
| | Densité-Lazio | -1,49287 | |
| Pays-Bas (7/12) | Densité-Groningue | 18,9674 | ** |
| | Densité-Frise | 22,5107 | *** |
| | Densité-Drenthe | 5,72778 | |
| | Densité-Overijssel | 20,2973 | ** |
| | Densité-Gueldre | -6,32571 | |
| | Densité-Flevoland | 16,8630 | *** |
| | Densité-Utrecht | 35,8816 | *** |
| | Densité-Hollande-Septentrionale | 3,14592 | |
| | Densité-Hollande-Méridionale | -22,5683 | *** |
| | Densité-Zélande | 7,64040 | |
| | Densité-Brabant-du-Nord | -6,26248 | |
| | Densité-Limbourg | -26,5860 | ** |
| Portugal (4/4) | Densité-Région Nord | 18,1438 | *** |
| | Densité-Centre du Portugal | 16,5187 | *** |
| | Densité-Région métropolitaine de Lisbonne | 24,3213 | *** |
| | Densité-Alentejo | 8,84248 | *** |
| Espagne (15/17) | Densité-Galice | 6,51829 | ** |
| | Densité-Asturies | 9,83170 | *** |
| | Densité-Cantabria | 4,41934 | *** |
| | Densité-Pays Basque | 3,79154 | |
| | Densité-Navarra | 8,98132 | *** |
| | Densité-La Rioja | 9,31161 | *** |
| | Densité-Aragon | 11,1058 | *** |
| | Densité-Madrid | 6,88644 | *** |
| | Densité-Castille-et-León | 5,61815 | *** |
| | Densité-Castille-La Mancha | 6,31449 | *** |
| | Densité-Extremadura | 1,91642 | |
| | Densité-Catalogne | 4,36109 | *** |
| | Densité-Valence | 3,76277 | *** |
| | Densité-Îles Baléares | 4,55337 | *** |
| | Densité-Andalousie | 3,62425 | ** |
| | Densité-Murcia | 6,49975 | *** |
| | Densité-Îles Canaries | 4,76965 | *** |

| | | | |
|--|----------------------------------|----------|-----|
| Suède (1/8) | Densité-Stockholm | -7,91201 | ** |
| | Densité-Région Centre Est | -1,38081 | |
| | Densité-Småland avec les îles | -0,57242 | |
| | Densité-Sud de la Suède | 3,33156 | |
| | Densité-Ouest de la Suède | -5,59243 | |
| | Densité-Région Centre Nord | 0,526806 | |
| | Densité-Norrland central | -0,38791 | |
| | Densité-Norrland septentrional | -2,51420 | |
| Royaume- Uni (8/12) | Densité-Angleterre du Nord-Est | -80,2233 | *** |
| | Densité-Angleterre du Nord-Ouest | -30,5698 | |
| | Densité-Yorkshire et Humber | 64,7726 | *** |
| | Densité-Midlands de l'Est | 56,4982 | *** |
| | Densité-Midlands de l'Ouest | 4,70748 | |
| | Densité-Angleterre de l'Est | -36,7625 | ** |
| | Densité-Grand Londres | -8,48389 | * |
| | Densité-Angleterre du Sud-Est | -14,4670 | |
| | Densité-Angleterre du Sud-Ouest | -19,7488 | |
| | Densité-Pays de Galles | 26,1032 | ** |
| | Densité-Écosse | 33,9113 | ** |
| | Densité-Irlande du Nord | 19,2157 | ** |
| R2 = 0,7390 R2 ajusté = 0,7059 | | | |
| F (272, 2140) stat = 22,2818 | | | |
| *** seuil de 10 % ** seuil de 5 % * seuil de 1% | | | |

Les résultats de notre deuxième régression se trouvent dans le tableau 5. Dans la première colonne, se trouvent les pays. Le nombre de coefficients d'Okun significatif est inscrit devant le nom de chaque pays. Par exemple, pour l'Autriche, parmi ses six régions, seules trois régions ont un coefficient significatif (6/9).

Dans cette seconde estimation, on remarque que le degré de précision de notre modèle a augmenté. Il est passé de 62,19% à 73,9%.

Lorsque nous introduisons l'effet de la *densité* sur notre variable expliquée (le chômage cyclique), on remarque que le degré de précision de notre modèle a augmenté. Il est passé de 62,19% à 73,9%. De plus, nous constatons 95 des régions étudiées sur 127 ont un coefficient d'Okun statistiquement significatif. En outre, tous les coefficients « *b* » obtenus sont négatifs ; ce qui confirme ainsi la validité de la loi d'Okun au niveau des régions.

D'une région à une autre, ces résultats révèlent différentes valeurs du coefficient. La plus petite valeur est de -0,85 dans la région des îles ioniennes en Grèce et la plus élevée est -10,56 dans la région d'Angleterre du Nord-Est au Royaume-Uni. Cela correspondent aux résultats de Villaverde et al. (2009) et Adanu (2005), pour les régions d'Espagne pour les premiers et

du Canada pour le second lorsque ceux-ci s'intéressent à la différence régionale entre coefficients d'Okun. Dans le cas du Royaume-Uni, les coefficients trouvés sont largement supérieurs à ceux trouvés par Okun. Ils sont compris entre -4,2 et -10,5.

Parmi les régions étudiées, il est important de noter que la loi d'Okun n'est pas vérifiée dans certaines régions (32 régions). Par ailleurs, nos résultats révèlent également que la variable densité ($D_{i,t}$) introduite dans notre modèle, en plus des variables classiques (chômage et PIB), explique la variation du produit cyclique dans 82 sur 127 des régions étudiées.

En effet, dans 82 régions, la valeur du coefficient d'Okun est significative.

De ces résultats, deux aspects se dégagent. Premièrement, la valeur du coefficient d'Okun est négative dans 43 régions sur les 82 qui confirme la loi (52,4% des régions). Deuxièmement, cette valeur est positive dans 39 régions où la loi est vérifiée. On peut, dans le premier cas, s'attendre à ce que des coefficients négatifs réduisent le taux de chômage ; dans le second cas, s'attendre à une hausse du taux de chômage à mesure que la densité de population augmente dans une région donnée.

Pour le vérifier, nous effectuons une analyse simple en utilisant notre équation de régression n°2:

$$U_{i,t} - U_{i,t}^* = a + b_{i,t}(Y_{i,t} - Y_{i,t}^*) + D_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Le tableau 4 nous fournit la valeur de la constante ($a=-0,074$). Nous faisons l'hypothèse « pour une année donnée, la valeur du produit cyclique est nulle ». Cette hypothèse a pour conséquence que $b_{i,t}(Y_{i,t} - Y_{i,t}^*)=0$.

On peut donc dire que lorsque

- Lorsque la valeur de la densité cyclique $D_{i,t}$ est positive et croissante, le terme de gauche ($U_{i,t} - U_{i,t}^*$) augmente progressivement.
- Dans le cas contraire, si $D_{i,t}$ est négative, le niveau du chômage cyclique diminue.

Concrètement, si la densité d'une région diminue, nos résultats prédisent une baisse du niveau de chômage ; et une augmentation du taux de chômage dans le cas d'une hausse de la densité. Ces résultats confirment les observations effectuées sur le taux de chômage des villes à forte densité dans le tableau 3.

3. Interprétations des résultats

Au vu de nos résultats empiriques, lesquels confirment la loi d'Okun pour la plupart des régions, on peut conclure que la loi d'Okun peut être considérée comme une loi empirique applicable au niveau des régions d'Europe. Par conséquent, elle peut être prise en compte dans les prévisions et l'établissement de politique en matière de lutte contre le chômage (et l'accroissement du revenu) dans les régions.

Cependant, dans les régions où les résultats sont significatifs, on constate que certaines valeurs du coefficient d'Okun sont plus élevées et d'autres valeurs plus faibles. Dans les régions où le coefficient est plus élevé, le taux de chômage varie davantage suite à la croissance de l'activité économique.

De plus, dans plus de la moitié des villes (82/127), la densité explique une partie de la variation du taux de chômage. Ce qui implique sa prise en compte dans les décisions publiques en matière de lutte contre le chômage.

IV. Conclusion

La loi d'Okun est importante car elle permet de mesurer statistiquement la relation entre les variations du taux de chômage et du produit intérieur brut. Ces deux grandeurs macroéconomiques sont importantes pour les décideurs publics et les économistes en ce qui concerne la lutte contre le chômage.

L'objectif de ce travail était d'estimer la loi d'Okun au niveau des régions de plusieurs pays d'Europe. Et par rapport aux contributions précédentes qui ont testé la loi au niveau des États, des régions d'un seul pays où des régions de maximum deux pays, nous avons testé la validité de la loi au sein de plusieurs régions de pays différents. Nos données étaient constituées d'un panel de 127 régions de 11 pays d'Europe.

Pour atteindre cet objectif, nous avons opté pour l'utilisation du modèle d'écart comme l'ont fait Okun et plusieurs auteurs après lui. Et pour répondre aux prérequis du modèle, avec le filtre de Hodrick-Prescott, nous avons dissocié les tendances des composantes cycliques de nos variables ; puis nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaire comme méthode de régression.

D'après les résultats obtenus, la loi d'Okun semble être vérifiée dans la majorité des régions, avec des coefficients négatifs et statistiquement significatifs. Le coefficient d'Okun est élevé dans certaines régions et faible dans d'autres. Les résultats ont mis en exergue deux types de régions, celles avec un coefficient d'Okun élevé et celles avec un coefficient d'Okun faible.

Ainsi, comme certains auteurs tels que Apergis et al. (2003), Christopoulos (2004), Villaverde et al. (2009), Binet et al. (2013), l'ont suggéré par ailleurs, nos recommandations seraient, la mise en œuvre de politique de lutte contre le chômage en tenant en compte les spécificités de chaque des régions. Pour les régions où les valeurs du coefficient sont élevées, une mise en place de politiques favorisant la demande à court terme pourrait réduire le taux de chômage.

Les régions pour lesquelles le coefficient est très faible ou n'est pas significatif, le plus approprié serait une offre de politiques globale. On peut citer, entre autres, l'amélioration de la performance du marché de travail par les réformes du système d'imposition du travail et l'accroissement des incitations au travail.

En outre, compte tenu de l'impact de la densité régionale sur le taux du chômage de certaines régions, il convient d'impliquer les autorités des régions densément peuplées dans la mise en

œuvre des politiques visant à accroître la participation au marché du travail des populations concernées, et améliorer le système éducatif et de formation⁵.

Enfin, compte tenu des résultats obtenus dans notre travail sur la solidité de la loi d'Okun pour expliquer les variations du chômage dans les régions d'Europe, les prochaines études pourraient tenter d'aller plus loin dans la connaissance spécifique par zone. On pourrait partager l'ensemble des données en 5 ensembles qui seront par exemple : l'Europe centrale, Europe de l'Est, Europe du Sud, Europe du Nord et Europe de l'Ouest. Puis étudier de manière spécifique l'impact du produit sur le chômage. Ou bien, regrouper les pays en fonction du type de capitalisme ([Amable, 2003](#)).

⁵ se référer aux 4 lignes directrices de la stratégie européenne pour l'emploi

Bibliographie

- A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient*. **Moosa, Imad A. 1997**. 1997, JOURNAL OF COMPARATIVE ECONOMICS 24, pp. 335–356.
- Adanu, Kwami. 2005**. A Cross-Province Comparison Of Okun's Coefficient For Canada. *Applied Economics*. 2005, Vol. 37, 5, pp. 561-570.
- Amable, Bruno. 2003**. *The diversity of modern capitalism*. s.l. : OUP Oxford, 2003. pp. 28-30.
- Anota, Martin. 2012**. Overblog. [Online] 2012. <http://www.blog-illusio.com/article-transport-et-economies-d-agglomeration-112085827.html>.
- Apergis, Nicholas. Rezitis, Anthony. 2003**. An examination of Okun's law: evidence from regional areas in Greece. *Applied Economics*. 2003, Vol. 35, 10, pp. 1147-115.
- Banque Mondiale. 2021**. <https://databank.banquemondiale.org>. [Online] 2021. <https://databank.banquemondiale.org/reports.aspx?source=2&series=EN.POP.DNST&country=>.
- Binet, Marie-Estelle and François Facchini. 2013**. Okun's law in the french regions: a cross-regional comparison. *Economics Bulletin*. 2013, 33, pp. 420-433. halshs-00812549v2.
- Binet, Marie-estelle, et Facchini, François. 2013**. Okun's Law in the French Regions : A Cross-Regional Comparison. [ed.] halshs-00812549v2. *Economics Bulletin*. 2013, pp. 420-433.
- Blanchard, Olivier et Daniel Cohen, David Johnson. 2013**. *Macroéconomie*. [ed.] 6. Paris : Person France, 2013. p. 235.
- Britannica. 2021**. les rédacteurs de l'Encyclopédie. «Arthur M. Okun». Encyclopedia Britannica. *Encyclopedia Britannica*. [Online] mars 2, 2021. <https://www.britannica.com/biography/Arthur-M-Okun>.
- Calignon, Guillaume de. 2016**. Plus d'emplois créés avec moins de croissance. *lesechos.fr*. [Online] 11 25, 2016. <https://www.lesechos.fr/2016/11/plus-demplois-crees-avec-moins-de-croissance-232334>.
- Caraiani, Petre. 2012**. Asymmetry in the Okun coefficient in Romanian economy. [ed.] Technická univerzita contre Liberci. *Petre Caraiani*. 2012.
- CE, Commission européenne. 2017**. *Septième rapport sur la cohésion économique, sociale et territoriale*. 2017.
- Christopoulos, Dimitris K. 2004**. The relationship between output and unemployment: Evidence from Greek region. *Papers in Regional Science*, 83. 2004, pp. 611–620.
- Courtney, Hugh George. 1991**. The Beveridge Curve and Okun's Law: a re-examination of fundamental macroeconomic relationships in the United States. [ed.] Massachusetts Institute of Technology Doctoral dissertation. 1991.
- Durech, Richard, Alexandru Minea, Lavinia Mustea, Lubica Slusna. 2014**. Regional evidence on Okun's Law in Czech Republic and Slovakia. *Economic Modelling*. 2014, Vol. 42, pp. 57-65.
- Durech, Richard, Alexandru Minea, Lavinia Mustea, Lubica Slusna. 2014**. Regional evidence on Okun's Law in Czech Republic and Slovakia. *Economic Modelling, Volume 42*. 2014, pp. 57-65.
- François Facchini, Marie-Estelle Binet. 2013**. Okun's Law in the French Regions : A Cross-Regional Comparison. [ed.] halshs-00812549v2. *Economics Bulletin*. 2013, pp. 420-433.

- Freeman, Donald G. 2000.** Regional tests of Okun's law. *International Advances in Economic Research*. 2000, Vol. 6, pp. 557-570.
- Harris, Richard and Brian Silverstone. 2001.** Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*. 2001, Vol. 5, 2, pp. 1-13.
- Hutengs, Oliver et Stadtmann, Georg. 2013.** Age effects in Okun's law within the Eurozone. *Applied Economics Letters*. 2013, Vol. 20, 9, pp. 821-825.
- INSEE. 2021.** INSEE. [Online] 2021. <https://www.insee.fr/fr/>.
- Kangasharju, Aki, TAVERA, Christophe, et NIJKAMP, Peter. 2012.** Regional growth and unemployment: the validity of Okun's Law for the Finnish regions. *Spatial Economic Analysis*. 2012, Vol. 7, 3, pp. 381-395.
- Knotek II, Edward S. 2007.** How useful is Okun's law? *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*. 2007, Vol. 92, 4, p. 73.
- Lancaster, David P. et TULIP, Peter. 2015.** Okun's law and potential output. 2015, 2015-14.
- Lee, Jim. 2000.** The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of macroeconomics*. 2000, Vol. 22, 2, pp. 331-356.
- Lucchetta, Marcella, Antonio Paradiso,. 2014.** Sluggish US employment recovery after the Great Recession: Cyclical or structural factors? *Economics Letters*. 2014, Vol. 123, 2, pp. 109-112.
- Luís Aguiar, Conraria, Manuel M.F. Martins, Maria Joana Soares. 2020.** Okun's Law across time and frequencies. *Journal of Economic Dynamics and Control*,. 2020, p. Volume 116.
- Moazzami, B., & Dadgostar, B. 2009.** *International Business & Economics Research Journal (IBER)*. 2009, Vol. 8.
- Noor, Zaleha Mohd, NOR, Norashidah Mohamed, et GHANI, Judhiana Abdul. 2007.** The relationship between output and unemployment in Malaysia: Does Okun's law exist. *International Journal of Economics and Management*. 2007, Vol. 1, 3, pp. 337-344.
- Okun, Melvin. 1962.** Its measurement and significance. *Cowles Foundation, Yale University-Paper 190*. 1962.
- Potential GNP: Its Measurement and Significance.* **Okun, Arthur. 1970.** 1970, *The Political Economy of Prosperity*, pp. 132-145.
- Puga Diego, Duranton Gilles. 2004.** Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies. *Handbook of regional and urban economics*. 2004, Vol. 4, pp. 2063-2117.
- Sapir, André. Université Libre de Bruxelles, (ECARES) and Bruegel. 2006.** Globalization and the Reform of European Social Models. *Journal of Common Market Studies*. 2006, Vol. 44, 2, pp. 369-90.
- Stephan, Gaëtan. 2013.** La loi d'Okun est-elle toujours d'actualité ? *Dans Regards croisés sur l'économie (n° 13)*. 2013, p. 133 à 136.
- Suedekum, Jens. 2004.** Increasing returns and spatial unemployment disparities. *Papers in Regional Science*. 2004, Vol. 84, pp. 159-181.
- The specifics of Okun's law in the Romanian economy between 2007 and 2013.* **Ruxandra, Pitorac. 2015.** 2015, *Annals-Economy Series*, Vol. 1, pp. 50-53.

Tumanoska, Despina. 2019. The Validity of Okun's Law in North Macedonia. *Business and Economic Research*. 2019, Vol. 9, 2.

Villaverde, José & Maza, Adolfo, 2009. 2009. The robustness of Okun's law in Spain, 1980-2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*. 2009, Vol. 31, 2, pp. 289-297.

Villaverde, José and Maza Adolfo. 2009. The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*. 2009, Vol. 31, 2, pp. 289–297.

Zanin, Luca. 2014. On Okun's law in OECD countries: An analysis by. *Economics Letters*. 2014, Vol. 123, 2, pp. 243-248.

—. **2014.** On Okun's law in OECD countries: An analysis by age cohorts. *Economics Letters*. 2014, Vol. 125, 2, pp. 243-248.