

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC EN OUTAOUAIS

LA RELATION D'OKUN EST-ELLE TOUJOURS D'ACTUALITÉ ?

MÉMOIRE PRÉSENTÉ COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA
MAÎTRISE EN ÉCONOMIE FINANCIÈRE

PAR
BEN KROUMAN

NOVEMBRE 2024

Remerciements

Je tiens à témoigner toute ma reconnaissance à mon directeur de mémoire David Tessier, professeur au département des sciences administratives de l'Université du Québec en Outaouais. Malgré sa charge de travail, il a accepté de diriger mon mémoire. Je tiens à lui dire un grand merci pour le temps qu'il a consacré à m'apporter les outils méthodologiques indispensables à la conduite de cette recherche. Sa patience, ses conseils judicieux et ses précieuses directives ont beaucoup contribué à la réalisation de ce mémoire.

J'adresse également mes remerciements à tous les enseignantes et enseignants du département des sciences administratives de l'Université du Québec en Outaouais, en particulier à celles et ceux du programme de maîtrise en économie financière, ainsi qu'aux intervenantes professionnelles et intervenants professionnels responsables de ma formation qui m'ont fourni les outils nécessaires à la réussite de mes études universitaires.

Table des matières

Remerciements	2
Introduction	5
Revue de la littérature.....	8
1. Bref Historique de la relation d’Okun.....	8
2. Taux de chômage de plein-emploi.....	15
3. PIB potentiel	16
3.1 Principales méthodes d’estimation du PIB potentiel et du taux de chômage naturel	17
3.1.1 Approche non structurelle	19
3.1.1.1 Les filtres.....	19
3.1.1.2 Méthodes basées sur la modélisation statistique de la production	21
3.1.2 Approche structurelle.....	22
3.1.2.1 Méthode basée sur les vecteurs autorégressifs structurels (SVAR)	22
3.1.2.2 Méthode basée sur la fonction de production	23
3.1.2.2 Méthode basée sur les modèles d’équilibre général stochastique dynamique (DSGE).....	24
3.1.3 Approche éclectique	25
4. Relation d’Okun et modèle VAR	25
5. Hétérogénéité de la valeur du coefficient d’Okun	27
6. Validité de la relation d’Okun	28
6.1 Érection en loi.....	28
6.2 Stabilité de la relation	29
6.3 Capacité prévisionnelle de la relation d’Okun	34
7. Critique de la relation d’Okun	37
7.1 Fondement non théorique.....	37
7.2 Non-linéarité de la relation.....	38
7.3 Instabilité de la relation.....	38
Données et méthodologie	44
1. Données	44
2. Méthodologie.....	46
3. Résultats empiriques	50
Conclusion	58

Références	60
Annexe.....	66
Tableaux et figures	66
Liste non exhaustive d'études à travers le monde qui ont testé la relation d'Okun.....	75

Introduction

Le chômage est un problème important dans les économies de la plupart des pays. Un taux de chômage élevé signifie pour bon nombre d'économies que les ressources en main-d'œuvre ne sont pas utilisées à bon escient. La plupart des gouvernements ont mis en œuvre des politiques publiques de l'emploi afin de réduire le chômage. Les politiques de l'emploi affectent la production globale d'une économie, étant donné qu'il y a augmentation des ressources en main d'œuvre. Un niveau de production plus élevé nécessite l'embauche de travailleurs additionnels. La performance globale d'une économie que les économistes mesurent le plus souvent par le produit intérieur brut (PIB) a un impact direct sur le chômage. Pour étudier la relation entre les variations de la croissance économique et le chômage, les économistes ont pour habitude de se référer à la relation d'Okun.

En 1962, l'économiste Arthur Okun a établi l'existence d'une relation empirique la croissance économique et le chômage, connu plus tard sous la loi d'Okun. Cette relation décrit une relation linéaire négative à court terme entre les variations du taux de chômage et celles de la production, à partir de données statistiques américaines. Pour faire simple, cette relation indique qu'une diminution de 2 à 3 points de pourcentage de la production conduit à une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage.

Depuis lors, de nombreux travaux empiriques ont été effectués pour vérifier la validité et la stabilité à travers le temps de la relation d'Okun, tant aux États-Unis que bien d'autres pays à travers le monde.

De nombreuses études ont confirmé la relation d'Okun et elle est devenue un standard dans des manuels de macroéconomie.

La validité de la relation d'Okun est pourtant parfois remise en question. Un des reproches qui lui est fait est qu'elle n'est pas fondée sur une théorie économique, mais plutôt sur un raisonnement empirique dans une étude effectuée dans un seul pays. Un autre argument à l'encontre de la relation d'Okun, c'est son instabilité à travers le temps et les pays.

Aux États-Unis, certains économistes (par exemple Gordon, 2010 et Meyer et Tasci, 2012) estiment que la relation de la loi d'Okun n'est pas stable dans le temps, ce qui la rend potentiellement trompeuse en tant que règle empirique. Cette instabilité s'est manifestée par la « reprise sans emploi » qui a suivi chacune des trois dernières récessions américaines. En effet, selon ces économistes, la croissance de l'emploi a été plus faible durant ces récessions que ce qui devait être selon les prévisions de la relation d'Okun. Daly et Hobijn (2010) poursuivent en suggérant que la relation d'Okun semble avoir été mise à mal pendant la Grande Récession de 2008-2009 et la reprise qui a suivi. Ils affirment que si la relation d'Okun avait été maintenue en 2009, le taux de chômage aurait augmenté d'environ la moitié de ce qu'il a fait au cours de l'année. Concernant les autres pays, certaines études ont également suggéré l'instabilité de la relation d'Okun (par exemple Cazes, Verick et Al-Hussami, 2011).

Dans un article récent, trois chercheurs ont évalué la validité contemporaine de la relation d'Okun depuis 1948 aux États-Unis et depuis 1980 dans vingt économies avancées.

Dans une étude récente, Ball, Leigh et Loungani (2017) ont testé la validité contemporaine de la relation d'Okun pour l'économie américaine sur la période 1948 – 2013 et dans 20 économies avancées sur la période 1980 – 2013. Ils ont trouvé que la relation d'Okun est robuste et stable aux États-Unis et dans la plupart des autres pays étudiés, et ce, pendant la Grande récession. Ils précisent tout de même que le coefficient d'Okun varie fortement en fonction des pays étudiés

L'intérêt pour nous de la relation d'Okun est venu pendant et après le choc économique de la pandémie mondiale de la Covid19. La croissance économique de la plupart des pays avait ralenti et les États-Unis n'ont pas fait exception. Pendant ce temps, le chômage semblait ne pas augmenter tel que prévu. Il nous a donc paru opportun de revisiter la relation d'Okun. Nous nous focaliserons uniquement sur l'économie américaine.

Dans ce mémoire, nous examinons la validité de la relation d'Okun pour l'économie américaine. Nous utilisons les données trimestrielles pour les États-Unis depuis 1948, et ce jusqu'au premier trimestre 2024. Nous nous intéressons à deux questions. Dans un premier temps, la relation d'Okun est-elle toujours d'actualité ?

Puis dans un second temps, le choc de la pandémie de la Covid19 sur l'économie américaine a-t-il engendré un changement structurel dans la relation d'Okun?

Le présent document est organisé comme suit. La prochaine section présente une revue de la littérature relative à la relation d'Okun. La section 3 décrit les données et aborde les méthodologies utilisées. La section 4 expose les résultats empiriques et la section 5 conclut.

Revue de la littérature

1. Bref Historique de la relation d'Okun

Dans un article fondateur en 1962, Okun établit l'existence d'une relation linéaire empirique négative entre la variation du taux de chômage et la variation du taux de croissance de la production (PIB réel), à court terme. Cette relation a ensuite été qualifiée de loi d'Okun. Elle fait partie des principaux éléments pratiques qui seraient inclus dans un ensemble de croyances fondamentales en macroéconomie¹.

Okun (1962) a estimé la relation qui porte son nom à travers trois méthodes. Une première méthode qu'il nomme « différences premières » dans laquelle il établit un lien entre les variations du taux de chômage comme variable indépendante et celles des variations en pourcentage du PIB réel, comme variable dépendante. Une deuxième méthode dite « trial gaps » dans laquelle, il met en relation le niveau du taux de chômage avec l'écart entre le PIB réel observé et le PIB potentiel, tout en supposant la tendance de la croissance de la production à des taux de chômage constants. Une troisième méthode, qu'il nomme « fitted trend and elasticity », où il étudie la relation entre le niveau du taux de chômage avec l'écart entre le PIB réel observé et le PIB potentiel, comme dans la deuxième méthode, mais cette fois sans supposer de tendance de la croissance de la production.

Dans la version « différences premières », l'auteur utilise les variations trimestrielles du taux de chômage et celles en pourcentage du PIB réel sur une période allant du deuxième trimestre 1947 au quatrième trimestre 1960. La relation établie prend la forme suivante :

$$\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta Y + \varepsilon_t \quad (1)$$

Δ étant l'opérateur différence première ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$), U le taux de chômage et Y le PIB réel. α est un terme constant, β le coefficient d'Okun (mesurant l'impact des variations du PIB réel sur les variations du taux de chômage) et ε_t le terme d'erreur.

¹ Blinder, A. S., (1997). A Core of Macroeconomic Beliefs? *Challenge*, 40(4), 1997, 36-44.

Après estimation de l'équation (1), Okun avait trouvé $\alpha = 0,3$ et $\beta = - 0,3$. Autrement dit, à l'origine avec la version « différences premières », la valeur du coefficient d'Okun était de - 0,3.

Avec un terme constant $\alpha = 0,3$, l'auteur indique que le taux de chômage augmenterait de 0,3 point d'un trimestre à l'autre si le PIB réel restait inchangé. Avec un coefficient d'Okun de $- 0,3$, l'auteur postule qu'un point de pourcentage supplémentaire du PIB réel est associé à une diminution d'environ 0,3 % du taux de chômage. Inversement, selon cette équation, une hausse d'un point de pourcentage du taux de chômage induit une baisse d'environ 3,3 % de PIB.

En plus de la version « différences premières », Okun (1962) estime la relation empirique entre PIB réel et chômage à l'aide d'une version « gap ». Dans cette version, en utilisant, des données trimestrielles allant de 1953 à 1960, il trouve une relation linéaire entre l'écart en pourcentage entre le PIB réel (Y) et le PIB potentiel (Y^*) et le taux de chômage (U) à l'aide d'une équation de régression :

$$U_t = \alpha + \beta (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (2)$$

U est le taux de chômage, α un terme constant, β le coefficient d'Okun et ε_t le terme d'erreur.

Nous retiendrons que, d'après Okun (1962), la relation empirique entre PIB réel et chômage peut être estimée à l'aide d'une version « différences premières » ou d'une version « gap ».

Il a ainsi présenté dans son article de 1962 deux types d'équations liant les mouvements à court terme du taux de chômage à ceux de la production. La version « gap » est repensée par l'équation (4) suivante :

$$(U_t - U_t^*) = \alpha + \beta \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où $(U_t - U_t^*)$ est l'écart (« gap ») de chômage et est également la différence entre le taux de chômage observé (U_t) et le taux de chômage naturel (U_t^*). $(\frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*})$ est l'écart (« gap ») de production et est également la différence entre le PIB réel (Y_t) et le PIB potentiel (Y_t^*), exprimée en termes de pourcentage, α étant une constante, β ($\beta < 0$) le coefficient d'Okun et ε le terme d'erreur.

La relation d'Okun a fait l'objet de nombreuses études. Plusieurs de ces études ont confirmé la validité de la relation d'Okun. D'autres en revanche, l'ont contestée. Les équations de base de la relation d'Okun ont fait l'objet de différentes modifications tant sur la désignation de la variable dépendante, que sur la forme de l'équation de régression, surtout celle de la version « gap ».

Certains auteurs estiment que dans la relation d'Okun, le taux de chômage est censé capturer le niveau des ressources non utilisées dans l'économie. Ainsi pour rendre compte des effets combinés de toutes les influences sur la production, plusieurs études, selon ces auteurs, ont proposé de réexaminer la relation d'Okun à partir de modélisations basées sur une fonction de production reliant le PIB réel à un ensemble de facteurs tels que le travail, le capital et la technologie (voir par exemple Gordon 1984).

En supposant que le niveau potentiel du PIB est obtenu lorsque les facteurs sont complètement utilisés, Prachowny (1993), Marinkov et Geldenhuys (2007) se basent sur une fonction de production pour calculer les valeurs d'équilibres du PIB potentiel. Stephan (2015) indique qu'ils relient ainsi l'écart de production des fondements plus théoriques étant donné que le calcul du PIB potentiel repose sur le niveau de stock de capital, la quantité de travail et le niveau de technologie présent dans l'économie. Ce dernier précise que le choix d'une fonction de production nécessite alors de faire des hypothèses importantes sur la nature des rendements d'échelle, la mesure du stock de capital et de l'état de la technologie.

Initialement, dans la relation d'Okun, le chômage était la variable expliquée et le PIB la variable explicative. Stephan (2015) affirme que c'est à la suite des travaux de Gordon (1984) qu'une autre forme de spécification de la relation d'Okun est apparue où le PIB est la variable expliquée et chômage la variable explicative endogène à la façon d'une fonction de production.

Tavera et al. (2016) suggèrent que les publications qui ont proposé les différentes modifications des équations de la relation d'Okun, l'ont été dans le but d'en améliorer les supports théoriques et/ou la qualité statistique.

Pour Gordon (1984), le PIB potentiel se décrit comme la combinaison de la quantité de travail, du stock de capital ainsi que l'état de la technologie. Le taux de chômage décrivant tout simplement la quantité de travail. La fonction de production qu'il propose prend la forme suivante :

$$Y_t - Y_t^* = \alpha + \beta(U_t - U_t^*) + \gamma(Z_t - Z_t^*) + \epsilon_t \quad (4)$$

où $(Y_t - Y_t^*)$ est l'écart de production et est la différence entre le logarithme du PIB réel (Y_t) et le logarithme du PIB potentiel (Y_t^*), $(U_t - U_t^*)$ est l'écart de chômage et est la différence entre le taux de chômage observé (U_t) et le taux de chômage naturel U_t^* . $(Z_t - Z_t^*)$ est un vecteur contenant les écarts de variables autres que le chômage. Il s'agit d'écarts entre la valeur observée de chacun des inputs et sa valeur à son niveau d'équilibre. Pour finir, α est une constante, β mesure l'impact du chômage cyclique sur l'écart de production, γ mesure l'impact des autres variables autres que le chômage sur l'écart de production et ϵ_t le terme d'erreur.

Dérivée d'une fonction de production étendue et de certaines relations auxiliaires sur le marché du travail (Prachoway, 1993), la relation d'Okun prend la forme d'une fonction de production sous l'expression suivante :

$$Y_t - Y_t^* = \alpha + \beta(U_t - U_t^*) + \epsilon_t \quad (5)$$

Il est à noter que l'équation (4) exprime une fonction de production sous la forme d'une version « gap » de la relation d'Okun où la composante tendancielle du vecteur représentant les écarts des autres variables autres que le chômage a été éliminée.

En résumé, la littérature offre d'une manière deux façons d'estimer la loi d'Okun. D'une manière générale, il y a deux spécifications de modèle standard de la relation d'Okun : le modèle dit « en différences premières » et le modèle dit « en écart » (ou le modèle « gap »).

Spécification 1 : **modèle en « différences premières »**

Cette première spécification est donnée par les équations suivantes selon que la variable expliquée soit le chômage ou le PIB :

$$(U_t - U_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 (Y_t - Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \beta_0 + \beta_1 (U_t - U_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Selon ce modèle, la relation entre le logarithme naturel du PIB réel observé (Y_t) et le taux de chômage observé (U_t) est donnée par l'une des équations de régression linéaire ci-dessus : équation (6) ou équation (7).

Castro et Fernández (2007) suggèrent que pour que cette première spécification soit correcte, l'une de ces deux conditions doit être respectée : premièrement, les séries entre parenthèses doivent être stationnaires; deuxièmement, si elles ne sont pas stationnaires, elles doivent être cointégrées afin d'éviter une régression fallacieuse. Pour rappel, les tests de stationnarité et de cointégration s'effectuent traditionnellement avec le test de Dickey-Fuller.

Spécification 2 : **modèle « gap »**

Cette seconde spécification est donnée par les équations suivantes selon que la variable expliquée soit le chômage ou le PIB :

$$(U_t - U_t^*) = \alpha_0 + \alpha_1 (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$Y_t - Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 (U_t - U_t^*) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Dans les équations (8) et (9), $(U_t - U_t^*)$ représente l'écart de chômage ou encore le chômage cyclique, c'est-à-dire la différence entre le taux de chômage observé et le taux de chômage naturel et $(Y_t - Y_t^*)$ représente l'écart de production ou encore le PIB cyclique, c'est-à-dire la différence entre le niveau de la production observée (PIB réel) et celui de la production potentielle (PIB potentiel). Y_t étant le logarithme du PIB réel et Y_t^* le logarithme du PIB potentiel.

Castro et Fernández (2007) indiquent que l'écart de chômage reflète le taux de chômage cyclique et l'écart de production le niveau cyclique de la production. Ils précisent que les conditions de stationnarité ou de cointégration de ces écarts susmentionnés doivent également être respectées.

Selon Bankole et Fatai (2013), une implication directe de la relation d'Okun serait que, pour maintenir le taux de chômage constant, il faudrait que le taux de croissance du PIB soit égal à sa croissance potentielle. Ces auteurs poursuivent en indiquant que si l'on veut réduire le chômage, il faudrait dans ce cas, que le taux de croissance du PIB soit supérieur au taux de croissance de la production potentielle.

Comme nous pouvons le constater, la production potentielle et le taux de chômage de plein-emploi (ou taux de chômage naturel) ne sont pas utilisés dans la première spécification de modèle de la relation d'Okun, tandis qu'ils le sont dans la seconde spécification.

À l'origine, Okun (1962) avait régressé le chômage sur le PIB. Par la suite, dans certaines études, le PIB était régressé sur le chômage, tandis que dans d'autres, c'était plutôt le contraire. Barreto et Howland (1993) considèrent que le sens de la régression dans la relation d'Okun devrait être déterminé par la question de recherche de l'étude. Ainsi, si

l'on souhaite savoir l'impact d'une variation du taux de chômage sur la croissance du PIB, il serait judicieux de régresser le PIB sur le chômage. Au contraire, si la question de recherche porte sur l'effet inverse, il serait plutôt intéressant de régresser le chômage sur le PIB.

Il faut noter que d'après Plosser et Schwert (1979), de manière générale, la régression du chômage sur le PIB n'est pas équivalente l'inverse de la régression du PIB sur le chômage contrairement à ce que laisse penser l'étude Okun (1962). Nous y reviendrons un peu plus loin avec la critique de la relation d'Okun par Plosser et Schwert (1979).

Depuis l'établissement de la relation d'Okun en 1962, elle a fait l'objet de nombreuses études pour tester sa validité. Ces études ont produit différentes valeurs du coefficient d'Okun. Différentes méthodes d'estimation du coefficient d'Okun ont également été utilisées faisant intervenir plusieurs facteurs pris en compte. Moosa (1999) en a dénombré sept :

- l'utilisation de spécifications dynamiques ou statiques afin de vérifier si la relation d'Okun est contemporaine ou décalée;
- l'insertion d'autres variables comme l'utilisation des capacités, les heures par travailleur et la participation de la population afin de vérifier l'impact de ces variables sur la relation d'Okun;
- la méthode utilisée pour extraire les composantes cycliques du chômage et de la production;
- la distinction entre les chocs de demande et d'offre;
- la méthode économétrique utilisée pour estimer le modèle de détermination du coefficient d'Okun;
- la distinction entre les effets à long terme et à court terme;
- la période d'échantillonnage.

Nous pouvons ajouter que la relation d'Okun a été testée à travers le monde. Certaines des études se sont focalisées sur un seul pays, tandis que d'autres ont testé la relation sous un angle régional. Une liste non exhaustive d'études sur ces différents cas de figure est disponible en annexe.

2. Taux de chômage de plein-emploi

Le taux de chômage de plein emploi ou en d'autres termes le taux de chômage naturel renvoie à la notion de plein emploi. Pour Okun, l'objectif de plein emploi doit être compris comme la recherche d'une production maximale sans pression inflationniste. D'autres illustres économistes ont proposé d'autres définitions du plein emploi. Pour Keynes (1936), le plein emploi est une situation dans laquelle l'emploi global est inélastique en réponse à une augmentation de la demande effective de sa production. Beveridge (1944) indique que le plein emploi signifie qu'il y a plus de postes vacants pour les travailleurs qu'il n'y a de travailleurs à la recherche de postes vacants. Il précise que cela ne veut pas dire, ne pas avoir de chômage du tout.

Après avoir défini le plein emploi, la question qui se pose est de connaître le taux de chômage de plein emploi pour une économie. Okun (1962) soutient que les économistes n'ont pas établi de critères clairs permettant la détermination du taux de chômage naturelle. Il poursuit en affirmant que pour la majorité d'entre eux, ils étaient d'avis que le taux de chômage naturel est de 4% et estimaient que ce taux est un objectif raisonnable vu les conditions du marché du travail en ce moment donné (dans les années d'après la Deuxième Guerre mondiale).

Il n'y a donc pas de justification analytique pour eux de ce chiffre. Okun (1962) reconnaît que ce taux de 4% ne répond pas au critère de Beveridge pour le plein emploi, car aucun décompte des postes vacants n'est disponible.

Cela étant, il postule qu'un taux de chômage de 4 % est un taux cible pour le calcul du PIB potentiel dans cet article. Il affirme qu'en considérant un autre chiffre pour le taux de chômage de plein emploi, les problèmes statistiques et méthodologiques dans cette étude ne seraient pas modifiés et que seuls les chiffres seraient modifiés.

D'autres économistes ne partagent pas cette évaluation du taux de chômage naturelle. Beveridge (1944) a suggéré 3% comme taux de chômage de plein emploi. En répondant à la critique de Keynes qui trouvait irréaliste ce chiffre de 3%, Beveridge a défendu ce chiffre en 1944 comme « un objectif conservateur, plutôt qu'exagérément optimiste, visant à fixer le taux de chômage moyen du futur dans des conditions de plein emploi ». Keynes a, quant

à lui, proposé un taux de chômage naturel entre 5 et 6.5 % selon les époques². Kahn (1976) est du même avis que Beveridge.

Il faut préciser qu'à l'origine, le taux de chômage naturel était fixe, Okun avait retenu un taux de chômage naturel de 4%. Par la suite, les études considèrent dorénavant un taux de chômage naturel plus ou moins volatil.

3. PIB potentiel

Okun (1962, 1970) s'est intéressé également au concept de production potentielle, notamment le PIB potentiel, qui est un concept d'offre.

Il définit le PIB potentiel comme étant la production lorsque la demande globale est exactement au niveau qui produit un taux de chômage de plein-emploi. Ainsi lorsque l'économie n'est pas en situation de plein-emploi, il existe un écart entre le PIB potentiel et le PIB réel.

L'auteur convient que l'estimation du PIB potentiel est une mesure imprécise et doit être considérée comme une grandeur hypothétique, car la plupart des faits économiques sont pris comme tels dans cette estimation, en termes de données. Les faits économiques considérés sont les suivants : les connaissances technologiques, les stocks de capital, les ressources naturelles, les compétences et l'éducation de la main-d'œuvre.

En plus de l'estimation incertaine du PIB potentiel, Okun (1962) reconnaît des limites à la mesure du PIB potentiel. En effet, il soutient que plusieurs autres facteurs peuvent influencer sur la productivité au plein emploi, notamment les travailleurs supplémentaires, les heures moyennes modifiées, la modification possible de la répartition sectorielle de l'emploi, le taux d'utilisation plus élevé du capital et l'efficacité altérée dans l'utilisation des employés.

Okun (1962) a cherché à estimer le PIB potentiel des États-Unis à travers une relation empirique entre la production et le chômage.

² Jacques Freyssinet, Plein emploi, droit au travail, emploi convenable, Revue de l'IRES n° 34 - 2000/3

Il a trouvé un lien approximatif de 3 à 1 entre la production et le taux de chômage. Il a postulé qu'un écart de production de 3% du PIB réel par rapport à son niveau potentiel était associé à une hausse de 1% du taux de chômage par rapport à son niveau normal.

Il retient un taux de chômage de 4% comme le taux de chômage naturel, c'est-à-dire le niveau normal du chômage de l'économie américaine où les facteurs de production sont pleinement utilisés. Ainsi, lorsque le taux de chômage est de 4 %, le PIB potentiel estimé est égal au PIB réel.

3.1 Principales méthodes d'estimation du PIB potentiel et du taux de chômage naturel

La principale difficulté au niveau du PIB potentiel et du chômage naturel, c'est qu'ils ne sont pas directement observables. Ils doivent donc être estimés. Il existe plusieurs méthodes d'estimation du PIB potentiel et du taux de chômage naturel. Les mêmes méthodes sont utilisées pour le calcul du PIB potentiel et du taux de chômage naturel.

Abou et Melesse (2012) les ont classées en deux grandes catégories selon que ces méthodes ont recours ou non à la théorie économique dans leurs hypothèses respectives.

Les méthodes qui ne sont pas basées sur la théorie économique sont regroupées dans la grande catégorie qu'ils nomment « approche non structurelle ». Les méthodes basées sur la théorie économique sont quant à elles, regroupées dans la grande catégorie qu'ils ont nommée « approche structurelle ».

Mishkin (2007) a, pour sa part, classé les méthodes d'estimations du PIB potentiel, en trois approches. Selon lui, il existe trois approches fondamentales pour estimer la production potentielle : les approches globales, les approches de fonction de production (ou de comptabilité de croissance) et les approches d'équilibre général stochastique dynamique (DSGE).

Les approches globales de Mishkin (2007) rejoignent les approches non structurelles d'Abou et Melesse (2012). Les approches de fonction de production et les approches DSGE de Mishkin (2007) rejoignent les approches structurelles d'Abou et Melesse (2012).

Le tableau ci-dessous résume la catégorisation des méthodes selon les deux approches d'Abou et Melesse (2012), en précisant par ailleurs dans des sous-catégories, des méthodes de chacune des approches.

Tableau : Classification des méthodes d'estimation du PIB potentiel

Approche non structurelle		
Filtrage	Univarié	Filtre de moyenne mobile
		Filtre de première différence
		Filtre de Henderson
		Filtre de Hodrick – Prescott
		Filtre de Baxter-King
		Filtre de Cristiano-Fitzgerald
	Multivarié	Filtre Hodrick - Prescott multivarié
		Approche éclectique
Modélisation	Univarié	Décomposition de Beveridge – Nelson
		Méthode « inobservable Component » univariée
	Multivarié	Décomposition multivariée de Beveridge-Nelson
		Méthode « Inobservable Component » multivarié
Approche structurelle		
Modélisation multivariée	VAR structurel	
	Modèle basé sur la fonction de production	
	Modèle DSGE	

Source : Abou et Melesse (2012)

Comme présenté dans ce tableau, il y a deux sous-catégories de méthodes dans l'approche non structurelle : le filtrage et la modélisation. Le filtrage regroupe les différents filtres communément utilisés dans la littérature. Les filtres se définissent comme des décompositions des données de séries chronologiques observées afin d'en extraire les tendances et les cycles. Pour les auteurs de cette classification, la modélisation statistique consiste principalement à considérer le temps comme une variable explicative fondamentale de l'évolution de la production. Ils précisent que les méthodes utilisant la modélisation statique se fondent sur des propriétés de l'évolution de la production pour en extraire la tendance.

Dans les deux sections suivantes, nous allons brièvement présenter les techniques d'estimation du PIB potentiel et du taux de chômage naturel les plus couramment utilisées dans la littérature.

3.1.1 Approche non structurelle

Comme nous l'avons déjà mentionné, les approches globales de Mishkin (2007) rejoignent les approches non structurelles d'Abou et Melesse (2012).

Mishkin (2007) indique que les approches globales d'estimation de la production potentielle examinent les relations impliquant des variables globales et les utilisent pour dériver des mesures de la production potentielle. C'est pour cette raison qu'il les considère comme des approches descendantes. L'idée sous-jacente avec les approches globales est de pouvoir identifier, à l'aide de certaines hypothèses, la composante permanente des changements dans la production, dans le but que celle-ci soit considérée comme une mesure raisonnable de la production potentielle. L'auteur suggère l'utilisation de méthodes statistiques univariées pour arriver à cette fin.

Pour Coibion et al. (2018), un exemple pour ce type approche d'estimation du PIB potentiel est l'utilisation de méthodes de séries temporelles univariées, telles que des modèles autorégressifs (AR) ou de différents types de filtres (filtre de Hodrick-Prescott, voir par exemple Marinkov et Geldenhuys, 2007 et Moosa, 2008) sur le PIB réel afin d'extraire une composante de tendance statistique.

Ces approches ont comme avantage d'être simples et de pouvoir donner une idée de ce que pourrait être la production potentielle. Elles présentent toutefois des inconvénients. Mishkin (2007) soutient que les approches globales nécessitent une variété d'hypothèses statistiques sur lesquelles la théorie économique fournit peu d'indications et que ces hypothèses peuvent conduire à des estimations très différentes de la production potentielle. Par ailleurs, toujours selon Mishkin (2007), ces approches qu'il qualifie de purement statistiques n'indiquent pas si la mesure de la composante permanente des mouvements de production considérée fournit des informations sur l'aspect de la stabilité de l'inflation.

3.1.1.1 Les filtres

- **Le filtre Hodrick et Prescott (filtre HP)**

Le filtre Hodrick et Prescott et par la suite filtre HP des initiales de ses deux auteurs (Edward C. Prescott et Robert J. Hodrick) a été élaboré en 1981. C'est une technique de décomposition entre tendance et cycle. Elle permet d'extraire d'une série la tendance de

long terme, en dissociant les cycles conjoncturels (fluctuations ou tendances de court terme) et la tendance de long terme.

Cette technique consiste à minimiser l'écart de la série originale par rapport à la tendance ainsi que la courbure de la tendance estimée. Le compromis entre les deux objectifs est régi par le paramètre de lissage. Plus la valeur du paramètre de lissage est élevée, plus la tendance estimée est douce³.

C'est une technique simple, car elle exige peu de données. L'on a juste besoin des informations de la série à étudier. Pour St-Arnaud (2004), la technique du filtre n'exige aucun a priori sur la structure de l'économie et est peu sensible aux bris structurels qu'une série chronologique pourrait contenir. Ce qui constitue des avantages en faveur du filtre HP. Toutefois, cette technique présente des inconvénients., du fait de sa simplicité en termes d'informations uniquement contenues dans la série à étudier, cela peut engendrer la perte d'information que d'autres séries auraient pu apporter pour une bonne estimation du PIB potentiel. St-Arnaud (2004) suggère que le fondement athéorique de cette technique ne permet pas d'identifier les sources des fluctuations de la tendance recherchée. Il poursuit en indiquant que l'écart généré par le filtre HP est sensible à la période d'estimation et au point de départ de l'estimation.

St-Amant et van Norden (1997) trouvent que cette technique génère une estimation de la tendance qui est biaisée à la fin de l'échantillon.

- **Le filtre de Baxter-King**

Élaboré en 1995 par Marianne Baxter et Robert G. King, le filtre de Baxter-King tend à surmonter dans une certaine mesure les inconvénients du filtre HP. Ces auteurs proposent de remplacer le filtre HP par un filtre passe-bande pour extraire la composante du cycle économique d'une période donnée. En se référant à Burns et Mitchell (1946), le filtre de Baxter-King est destiné à isoler les cycles d'une durée comprise entre 6 et 32 trimestres.

³ <https://www.oecd-ilibrary.org/sites/361fab3-n/index.html?itemId=/content/component/361fab3-en>

- **Le filtre HP multivarié**

Le filtre multivarié a été élaboré en 1992 par Douglas Laxton et Robert Tetlow. C'est une extension du filtre HP. En se basant sur l'une des insuffisances du filtre HP, ces auteurs ont proposé un filtre qui comporte en plus de la série que l'on souhaite lisser, des informations supplémentaires issues d'autres séries économiques ou obtenues à l'aide d'un modèle structurel pour générer la tendance.

Avec les filtres multivariés, les méthodes d'estimation du PIB potentiel utilisent plusieurs variables telles que le PIB, le chômage et l'inflation, pour déterminer le PIB potentiel à l'aide de modèle à composantes non observées suggéré par Harvey (1989) avec utilisation du filtre de Kalman (Moosa, 1997 et Silvapulle et al., 2004) et d'une courbe de Philips (Kuttner, 1994 et Staiger, Stock et Watson, 1997).

Le filtre HP multivarié permet donc d'améliorer les estimations de la tendance avec la prise en compte d'informations supplémentaires. Bien que l'information se soit enrichie pour l'estimation du PIB potentiel, il n'en demeure pas moins que cette technique est sujette aux autres critiques du filtre HP, même si cela l'est dans une moindre mesure que pour le filtre HP.

3.1.1.2 Méthodes basées sur la modélisation statistique de la production

Abou et Melesse (2012) indiquent que les méthodes basées sur la modélisation statistique de la production reposent sur des propriétés de l'évolution de la production pour en extraire la tendance.

- **La décomposition de Beveridge Nelson**

Beveridge et Nelson (1981) ont proposé une procédure générale de décomposition de séries temporelles non stationnaires en une composante permanente et une composante transitoire permettant aux deux composantes d'être stochastiques. Ils suggèrent que la base théorique de la décomposition n'exige pas que la série temporelle suive une tendance déterministe, mais parte de l'hypothèse que les changements successifs de la série (ou son logarithme naturel) sont stationnaires avec une représentation comme un processus ARMA. Ces auteurs précisent que la composante permanente se révèle être une marche aléatoire avec dérive et que la composante transitoire ou cyclique est un processus stationnaire dont la moyenne est nulle. Cette méthode permet d'isoler la tendance d'une série temporelle.

Abou et Melesse (2012) indiquent que cette méthode repose sur l'estimation de la forme ARIMA du modèle et le calcul de prévision d'horizons très éloignés (100 périodes) pour obtenir une estimation de la tendance. Ils estiment que bien que cette méthode soit en théorie rigoureuse, elle présente toutefois des limites liées aux problèmes d'identification pratique des modèles ARIMA.

3.1.2 Approche structurelle

3.1.2.1 Méthode basée sur les vecteurs autorégressifs structurels (SVAR)

Parmi la multitude de modèles SVAR disponibles, nous allons nous recentrer sur le modèle de Blanchard et Quah (1989). Avec ce modèle, la méthode utilisant des vecteurs autorégressifs structurels (SVAR) est fondée sur la décomposition des fluctuations de la production en composantes liées à la demande et au potentiel de l'économie.

Pour St-Arnaud (2004), cette méthode consiste à estimer un VAR auquel on a imposé des restrictions sur les effets à long terme de certains chocs. Il poursuit en indiquant que ces hypothèses (les restrictions) permettent de décomposer la variable d'intérêt en deux composantes indépendantes : une composante permanente et une composante transitoire. Selon Abou et Melesse (2012), avec cette méthode, on considère par hypothèse que seuls les chocs d'offre (production) ont un effet permanent sur la production, tandis que les chocs de demande ont un effet transitoire. Ainsi, le PIB potentiel est alors obtenu en annulant l'effet transitoire de la demande sur la production effective.

Abou et Melesse (2012) soulignent qu'un des avantages de la méthode utilisant des SVAR est qu'elle permet de donner une interprétation économique aux interrelations qui existent entre les différentes variables du modèle et qu'elle ne requiert pas le choix arbitraire d'un paramètre de lissage. Comme autre avantage, Rennison (2003) trouve que l'estimation obtenue par les SVAR n'est pas biaisée à la fin de la période d'échantillonnage. Toutefois, cette méthode comporte des limites. St-Arnaud (2004) affirme qu'elle est très sensible aux bris structurels et génère un profil du PIB potentiel très volatil. Ce qui constitue pour lui, une difficulté avec les a priori de la théorie économique, car on devrait s'attendre à ce que les changements structurels soient

graduels. Abou et Melesse (2012) ajoutent que cette méthode exige une taille de l'échantillon relativement importante dans la perspective de l'utilisation d'un grand nombre de variables dans le modèle.

3.1.2.2 Méthode basée sur la fonction de production

Cette méthode repose sur la possibilité de représenter le PIB potentiel par une fonction mathématique des facteurs de production et de leur productivité globale.⁴ Pour St-Arnaud (2004), cette méthode consiste à estimer la fonction de production de l'économie dans son ensemble. Dans la littérature, la fonction de production la plus commune, est la fonction de Cobb-Douglas. St-Arnaud (2004) suggère que dans le cas d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, le PIB potentiel est fonction du stock de capital, de l'intrant travail, de la productivité multifactorielle et de la part des facteurs de production.

Cette méthode est parfois appelée « comptabilité de la croissance ». Mishkin (2007) justifie cette autre appellation par le fait qu'après différenciation du logarithme d'une fonction de production, la croissance de la production peut être exprimée comme une moyenne pondérée de la croissance des intrants de facteurs (services du capital, facteur de travail) et une croissance résiduelle de la productivité multifactorielle.

St-Arnaud (2004) soutient que cette technique est celle qui a les fondements théoriques les plus riches. Mishkin (2007) considère que l'avantage majeur de cette technique est qu'elle se concentre sur les différents facteurs qui déterminent la croissance de la production potentielle. Il renchérit en affirmant que la nature désagrégée de cette méthode signifie qu'un plus grand nombre de données peuvent être utilisées pour estimer la production potentielle.

Selon Mishkin (2007), la méthode comptable de la croissance qui repose sur la fonction de production est largement utilisée pour estimer le PIB potentiel par les banques centrales telles que la Réserve fédérale et les chercheurs universitaires. Cette méthode est également utilisée par les pays de l'OCDE (Giorno et al., 1995) et le FMI (de Masi, 1997).

⁴ <https://www.fipeco.fr/fiche/Le-PIB-potentiel-et-la-croissance-potentielle> (vu le 18 mars 2024)

Bien que cette méthode ait des avantages, elle présente toutefois des inconvénients. Pour St-Arnaud (2004), les résultats issus de cette technique dépendent de l'hypothèse faite quant à la forme de la fonction de production considérée. Il poursuit que cette méthode d'estimation du PIB potentiel dépend aussi des estimations du stock de capital et de la productivité multifactorielle, qui sont difficilement observables. Comme autres inconvénients, Mishkin (2007) soutient que la difficulté avec cette méthode est qu'il existe un degré élevé d'incertitude quant aux estimations des composantes entrant dans la composition des formules de comptabilité de la croissance, en plus de la quantité importante de données nécessaires qui ne sont toujours pas fiables.

3.1.2.2 Méthode basée sur les modèles d'équilibre général stochastique dynamique (DSGE)

Coibion et al. (2018) indiquent que cette méthode utilise des modèles DSGE, généralement dotés d'une structure néo-keynésienne, pour éliminer la production potentielle. Cela se fait en deux étapes. La première étape consiste à identifier les différents chocs frappant l'économie sous étude en calibrant ou en estimant les paramètres du modèle en fonction de l'économie en question. Dans la seconde étape, certains chocs et frictions sont désactivés afin d'obtenir des résultats potentiels à partir de la solution du modèle.

Mishkin (2007) affirme que les modèles DSGE sont souvent appelés nouveaux modèles keynésiens, car ils tiennent compte des rigidités et des imperfections des marchés bien qu'ils contiennent de nombreuses caractéristiques sur les cycles économiques réels. Il suggère que ces modèles soient utilisés avec prudence pour estimer le PIB potentiel. Il soutient que les mesures DSGE de la production potentielle dépendent beaucoup plus du modèle que les mesures plus conventionnelles (approches globales et approches de fonction de production), car elles dépendent des paramètres estimés du modèle et des estimations du modèle concernant les chocs structurels frappant l'économie.

Il appelle donc à la prudence avec cette méthode en se basant également sur les travaux de Neiss et Nelson (2005) et Edge et al (2007) qui ont constaté, avec cette méthode, que les propriétés de la production potentielle et les fluctuations des écarts de productions peuvent être très différentes de celles des mesures conventionnelles.

3.1.3 Approche éclectique

Une autre approche qualifiée d'approche éclectique combine deux méthodes d'estimation. Cette approche est basée sur l'idée qu'il est possible, en combinant simultanément deux méthodes d'estimation, d'obtenir une méthode profitant des avantages de chacune des deux méthodes, tout en réduisant leurs inconvénients. Elle a été proposée par Rennison (2003). C'est une variante du filtre multivarié élaboré par Laxton et Tetlow (1992). Dans cette variante, Rennison (2003) utilise, comme information conditionnelle, le sentier d'équilibre obtenu par un SVAR au lieu de l'information venant d'équations structurelles. Il a montré, à l'aide de simulations de Monte-Carlo, que cette approche permet de bien reproduire les écarts de production résultant de différents processus de génération de données, tant au milieu de l'échantillon qu'à la fin.

L'approche éclectique présente plusieurs avantages. En effet, du fait qu'elle combine deux méthodes, elle génère des estimations du PIB potentiel plus fiables que celles obtenues par les méthodes utilisées séparément. Elle inclut également un fondement théorique dans l'estimation du PIB potentiel. Par ailleurs, elle permet non seulement de réduire les problèmes observés à la fin de l'échantillon et également de réduire la volatilité des estimations provenant du SVAR. Il faut également noter comme avantage, l'utilité de cette approche pour la prévision en raison de la disponibilité des données. Bien qu'ayant plusieurs avantages, cette approche comporte des limites. (Diop, 2000) suggèrent que les résultats des estimations du PIB potentiel sont peu robustes et ne permettent pas de mettre en évidence le lien entre l'inflation et l'économie réelle

4. Relation d'Okun et modèle VAR

Certains auteurs ont utilisé le modèle VAR lors de l'examen de la relation d'Okun. Sans être exhaustifs, nous vous présentons des études qui ont utilisé cette option.

Evans (1989a) étudie la relation dynamique entre la production et le taux de chômage en se basant sur des données de l'économie américaine sur la période allant de 1950 à 1985. Il utilise un modèle VAR bivarié pour décrire la dynamique production-chômage. Il montre l'existence d'une rétroaction substantielle entre la croissance de la production et

le chômage ainsi qu'une corrélation contemporaine négative entre la croissance de la production et les innovations en matière de chômage.

S'inspirant de résultats de Perron (1989, 1990), Evans (1989a) et Webber (1993), Webber (1995) a estimé les parts cycliques du PIB réel et des taux de chômage aux États-Unis d'après-guerre (entre 1948 et 1988). Ces séries ont été utilisées par la suite pour estimer le coefficient d'Okun. Dans cette étude, l'auteur voulait savoir si les estimations du coefficient d'Okun étaient sensibles à la méthode utilisée pour estimer le PIB cyclique et le chômage cyclique. Il a utilisé pour ce faire quatre spécifications dynamiques différentes pour l'estimation du coefficient d'Okun. Nous reviendrons plus en détail dans la section 6.2 sur cette étude. Pour l'instant, nous voulons porter l'attention sur le fait que cet auteur a utilisé le modèle VAR à travers la méthode de Blanchard (1989) en utilisant deux et quatre décalages dans cette étude.

Boda et Považanová (2015) se sont intéressés à vérifier la présence de changement structurel et d'asymétrie dans la relation d'Okun au niveau des sous-groupes de la population active répartie selon le genre. Ils ont utilisé un modèle VAR structurel. Leur étude a porté sur quatre pays européens (le Portugal, l'Italie, l'Espagne et la Grèce). Les résultats de l'étude ont montré que la variable genre peut être la base d'une asymétrie de la loi d'Okun.

Tenant pour acquis, la validité de la relation d'Okun, Foroni et Furlanetto (2022) proposent une explication des écarts par rapport à la relation d'Okun à travers le temps. Ils utilisent deux modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR), un premier un modèle SVAR bivarié simple dans le cadre d'un choc « standard » et un second plus large pour fournir une interprétation structurelle du choc inhabituel. Plus de détails de cette étude dans la section 6.2.

5. Hétérogénéité de la valeur du coefficient d'Okun

La littérature sur le coefficient d'Okun est très hétérogène. Cette littérature montre une variété de valeur du coefficient d'Okun. À notre connaissance, il n'y a aucun consensus réel sur la valeur exacte du coefficient d'Okun. Pour rappel, l'origine, Okun avait trouvé comme estimation une valeur de -0,32 pour le coefficient qui porte son nom.

Tavera, Perman et Stephan (2016) ont analysé à partir d'un échantillon composé de 522 estimateurs du coefficient d'Okun les origines des différences entre les valeurs estimées et publiées du coefficient d'Okun. Leur étude leur a permis d'obtenir une valeur du coefficient d'Okun comprise entre -0,40 et -0,12. Ils précisent que les coefficients d'Okun estimés sont significativement plus grands (en valeur absolue) lorsque les analyses économétriques sont basées sur des données régionales ou utilisent un filtre de type trend linéaire déterministe, alors qu'ils sont plus faibles (en valeur absolue) lorsque les analyses empiriques sont effectuées à partir de données trimestrielles ou semestrielles, ou bien utilisent des données relatives à des pays en développement, ou bien encore utilisent des spécifications non linéaires.

Ball, Leigh et Loungani (2017) ont trouvé que le coefficient de la relation d'Okun varie d'un pays à un autre. Par exemple, le coefficient est de -0,15 au Japon, de -0,45 aux États-Unis et de -0,85 en Espagne selon leur étude.

En plus des facteurs cités ci-dessus qui influent sur l'hétérogénéité de la valeur du coefficient d'Okun, nous pouvons citer entre autres le choix de la variable endogène dans la régression entre la production et le chômage, le choix modèle de spécification pour l'estimation du coefficient d'Okun, le choix du filtre estimer le PIB potentiel et le chômage naturel avec la méthode « gap », la fréquence des données (trimestrielles, semestrielles ou annuelles).

La littérature montre également que cette relation peut varier en fonction de plusieurs éléments qui peuvent être considérés comme des facteurs spécifiques à certaines économies, par exemple l'existence de caractéristiques propres au marché du travail de certaines économies.

Plusieurs études ont testé la relation d'Okun en tenant compte des éléments négligés par Okun.

Les auteurs suivants ont par exemple vérifié la relation d'Okun à travers des sous-groupes de la population active répartie selon le genre, l'âge, la région.

Villaverde et Maza (2009) ont testé la relation d'Okun pour les régions de l'Espagne en utilisant le modèle « gap » de la relation d'Okun. Bien qu'ayant prouvé l'existence de la relation d'Okun pour chacune des régions, ils ont constaté une variété des coefficients d'Okun selon les régions. Ce qui, pour eux, prouve la non-linéarité de la relation d'Okun. Ils expliquent cette variété de coefficients en partie par des disparités régionales de la croissance de la productivité.

Zanin (2014) a testé la relation d'Okun différemment pour les hommes et les femmes selon les classes d'âge pour les pays de l'OCDE. Il a montré que les groupes d'âge les plus jeunes (en particulier les jeunes hommes) sont les plus sensibles aux fluctuations économiques par rapport aux cohortes les plus âgées.

6. Validité de la relation d'Okun

6.1 Érection en loi

De nombreuses études ont confirmé la relation établie par Okun en 1962. Nous en reviendrons dans les pages suivantes. La relation a même été qualifiée plus tard de loi d'Okun. Certains auteurs la considèrent comme une des lois fondamentales de la macroéconomie. Blanchard et Fischer (1989) l'ont intégrée parmi les modèles utiles de la théorie macroéconomique dans leur ouvrage *Lectures on Macroeconomics*. Pour Blinder (1997), la loi d'Okun fait partie du « noyau de la macroéconomie pratique à laquelle nous devrions tous croire ». Dans le même ordre d'idée, certains manuels d'enseignement universitaire en macroéconomie tel que *Principles of Macroeconomics* de Mankiw (2012) et *Advanced Macroeconomics* de Romer (2012) vulgarisent la loi d'Okun en indiquant que cette relation est d'une grande régularité empirique.

6.2 Stabilité de la relation

Nous allons aborder maintenant la validité et la robustesse de la relation d'Okun. De nombreuses études ont confirmé depuis lors la relation d'Okun (1962).

Weber (1995) a confirmé l'existence de la relation d'Okun. En se basant sur les résultats de Perron (1989 et 1990), Evans (1989a) et Weber (1993), il a utilisé les portions cycliques du PIB réel américain d'après-guerre et des taux de chômage pour estimer le coefficient d'Okun. Les estimations empiriques du coefficient d'Okun qu'il a trouvé sont proches de - 0,25, un peu plus faibles que d'autres estimations obtenues. Pour rappel, le coefficient d'Okun établi par Okun (1962) était proche de -0,32. Weber (1995) a utilisé quatre méthodes différentes et trois périodes d'échantillonnage pour chacune des méthodes entre 1948 et 1988. Les quatre méthodes sont les suivantes: la méthode des moindres carrés ordinaires statiques, la régression de cointégration, la méthode des moindres carrés ordinaires dynamique avec deux et quatre décalages et la méthode de Blanchard (1989) en utilisant deux et quatre décalages dans le VAR. Pour les périodes d'échantillonnage, l'auteur a employé un échantillon complet du 1er trimestre de 1948 au 4e trimestre de 1988 et deux échantillons plus courts, un du 1er trimestre 1948 au 3e trimestre 1973 et l'autre du 4e trimestre 1973 au 4e trimestre 1988. Il conclut à une valeur plus faible pour le coefficient d'Okun avec des spécifications dynamiques alors que les estimations statistiques confirment les résultats originaux d'Okun (1962) et indiquent une augmentation du coefficient en 1973. L'auteur précise que les résultats dynamiques montrent généralement la constance des paramètres lors de la rupture structurelle hypothétique en 1973 alors que les résultats statiques indiquent une rupture structurelle des paramètres en 1973 lors du premier choc pétrolier.

Zagler (2003) examine la dynamique de croissance économique et du chômage dans les quatre pays européens suivants : la France, l'Allemagne, l'Italie et le Royaume-Uni. Il utilise des données trimestrielles sur une période de trente ans avec un modèle vectoriel de correction d'erreurs. Il constate l'existence d'une cointégration entre le chômage et la croissance économique. Il précise qu'à long terme, il y a une corrélation positive entre la croissance économique et le chômage.

À court terme, il affirme qu'une augmentation du taux de chômage d'équilibre induit une baisse des taux de croissance économique, validant ainsi la relation d'Okun pour ces quatre pays. Il trouve que les estimations du coefficient d'Okun pour la France, l'Allemagne et l'Italie sont conformes aux estimations précédentes, mais pas pour le Royaume-Uni qui montre un coefficient élevé. Il explique cela par la flexibilité du marché du travail du Royaume-Uni par rapport à ceux des autres pays sous étude, qui a la capacité de s'adapter aux chocs transitoires négatifs.

Huang et Lin (2008) étudient la relation d'Okun pour l'économie américaine avec des données trimestrielles de 1948 à 2006. Pour estimer les coefficients d'Okun, ils utilisent un modèle de lissage des paramètres à variation temporelle adapté de celui de Koop et Tobias (2006). Pour ce faire, ils utilisent l'approche MCMC (Markov Chain Monte Carlo) basée sur la simulation bayésienne en utilisant l'échantillonneur de Gibbs. D'après les résultats de leur étude, ils confirment la validité de la relation d'Okun. Ils affirment qu'une caractéristique particulière de leur modèle est que l'évolution des coefficients d'Okun dans le temps n'est pas spécifiée et est traitée comme une fonction inconnue (non paramétrique, mais lisse) du temps contrairement à la littérature existante. C'est pour cela, qu'ils suggèrent que la spécification à coefficient fixe utilisée dans la littérature existante pour tester la relation d'Okun peut induire des résultats inappropriés, voire incorrects.

Ball, Leigh et Loungani (2017) se sont intéressés à la robustesse de la relation d'Okun à travers le temps aux États-Unis et dans vingt pays d'économie avancée. Ils ont vérifié la stabilité de la relation d'Okun et sa capacité à s'adapter aux mouvements de chômage à court terme avec les données américaines depuis 1948 et celles d'une vingtaine d'économies avancées depuis 1980, et ce jusqu'en 2011. Les vingt pays d'économie avancée autres que les États-Unis ont été choisis par les auteurs parmi les pays de l'OCDE (Organisation de coopération et de développement économiques) comptant au moins un million d'habitants en 1985. Les auteurs de l'article montrent que la relation d'Okun est une relation forte et stable dans la plupart des pays et à travers la période sous étude, et ce même pendant la période de la grande récession de 2008-2009. Ils trouvent que le coefficient de la relation d'Okun varie d'un pays à un autre. Par exemple, le coefficient est

de - 0,15 au Japon, de - 0,45 aux États-Unis et de - 0,85 en Espagne selon leur étude. Ils donnent comme raison de ce constat, en partie du moins, l'existence de caractéristiques propres au marché du travail de chacun des pays étudiés. Ils précisent toutefois que cette variation de coefficient d'Okun d'un pays à un autre n'est pas liée aux différences dans les législations sur la protection de l'emploi.

Pour estimer le coefficient de la relation d'Okun dans cette étude, les auteurs ont défini les termes de production potentielle et du taux de chômage naturel. Ils définissent la production potentielle comme la production à long terme de l'économie. Ils affirment qu'elle est déterminée par la capacité productive de l'économie et augmente au fil du temps en raison des changements technologiques et de l'accumulation de facteurs. Pour le taux de chômage naturel, ils le définissent comme le chômage de longue durée. Ils estiment que le taux de chômage naturel est déterminé par la taille de la population active et par les frictions sur le marché du travail.

Tout comme Okun (1962), ces auteurs considèrent que les évolutions de la demande globale font fluctuer la production autour de son potentiel. En somme, lorsque la production est à son potentiel, le chômage atteint son taux naturel. En effet, selon leur vision, les variations de la demande globale entraînent des modifications de la production, qui à leur tour conduisent les entreprises à embaucher et à licencier des travailleurs. Ils considèrent que la relation d'Okun fait partie des modèles classiques de chômage de la macroéconomie dans lesquels les variations de la demande globale entraînent des fluctuations à court terme du chômage. Ils précisent que dans ces modèles, lorsque le chômage est élevé, il peut être réduit en stimulant la demande.

Parmi cette vingtaine de pays d'économie avancée, nous pouvons citer entre autres l'Allemagne, la Suisse, le Japon, l'Autriche, la Norvège, l'Espagne et la Nouvelle-Zélande. Les auteurs de l'article constatent comme autre résultat que les données utilisées dans cette étude sont cohérentes avec les modèles macroéconomiques classiques du chômage.

Pour estimer la relation d'Okun, ils ont utilisé les deux approches inspirées respectivement de la deuxième méthode et de la troisième méthode utilisées par Okun (1962). La première consistant à estimer l'équation des « niveaux » et la deuxième, à estimer la version « changement » de la loi d'Okun.

Dans la première approche, il s'agit de pouvoir déterminer la mesure de la production potentielle et du taux de chômage naturel. Pour y arriver, les auteurs ont utilisé la méthode de lissage des séries de production et de chômage avec le filtre HP.

L'autre approche est une variante de la première en supposant que le taux naturel est constant et que la production potentielle croît à un rythme constant.

Lamzhiri et El Kamli (2021) ont utilisé le modèle ARDL (Auto regressive Distributed Lag) pour estimer le coefficient d'Okun pour chacune des économies des sept pays suivants : la France, l'Italie, l'Espagne, l'Afrique du Sud, le Maroc, l'Égypte et la Tunisie avec les données annuelles du PIB et du taux de chômage sur une période allant de 1991 à 2020. Cette étude porte sur des économies relativement distinctes. Trois de ces pays font partie des pays dits « développés » et les quatre autres font partie des dits « en développement ». Les résultats de l'étude confirment la validité de la loi d'Okun pour les économies de tous les pays étudiés. Plus précisément, ces résultats montrent que la relation d'Okun est valide comme modèle linéaire pour six des sept pays étudiés. L'Italie se démarque des autres pays en suivant un modèle non linéaire (NARDL : Non-Linear ARDL) dans sa validation de la loi d'Okun. Les auteurs concluent que la relation négative entre le PIB réel et le taux de chômage existe non seulement à court terme, mais elle l'est également à long terme pour ces sept pays.

Tout en reconnaissant d'emblée la stabilité dans le temps de la relation d'Okun, Feroni et Furlanetto (2022) sont cependant d'avis que comme toute relation statistique, elle est sujette à des écarts qui peuvent être importants. Leur objectif n'est donc pas de tester la validité de la relation d'Okun, mais plutôt de proposer dans cet article, une explication des écarts par rapport à la relation d'Okun à travers le temps.

Ils ont examiné la relation d'Okun aux États-Unis et dans les pays de la zone euro (Allemagne, Autriche, Belgique, Chypre, Espagne, Estonie, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Lettonie, Lituanie, Luxembourg, Malte, Pays-Bas, Portugal, Slovaquie et Slovénie.). La Croatie ne faisait pas partie des pays étudiés, car elle a rejoint la Zone Euro depuis le 1^{er} janvier 2023. Comme déjà mentionné, les auteurs affirment que la relation d'Okun étant une relation statistique, elle est sujette à des écarts possiblement

considérables. Selon eux, ces écarts sont captés par les résidus de la régression. Ils affirment que la relation d'Okun capture une corrélation simple entre deux variables hautement endogènes et cette corrélation est façonnée par plusieurs chocs.

Ainsi pour eux, la corrélation peut changer avec le temps simplement parce que la combinaison de chocs affectant l'économie évolue avec le temps. Ils expliquent ces écarts en se basant sur la nature des chocs frappant l'économie dans le contexte d'un modèle linéaire.

Leur volonté, dans cette étude, est de fournir une interprétation structurelle des écarts. Après avoir fourni des estimations actualisées de la relation d'Okun aux États-Unis et dans les pays de la zone euro, ils établissent une cartographie entre les résidus des régressions de la relation d'Okun et des chocs structurels qu'ils ont identifiés en examinant la manière dont le chômage réagit à l'état de l'économie. Les chocs qu'ils ont identifiés sont ceux liés à l'automatisation, à l'offre de la main-d'œuvre et aux facteurs structurels du marché du travail. Ils ont limité leur explication des écarts, à ces chocs structurels de l'économie ci-dessus cités. Ils précisent toutefois que ces chocs ne sont pas les seuls à expliquer les écarts par rapport à la relation d'Okun. Ils considèrent que leur explication des écarts de la relation d'Okun, dans le cadre d'un modèle linéaire, est complémentaire à l'explication mettant en évidence les asymétries, les effets de seuil et les ruptures structurelles de la relation d'Okun. Ils montrent que les écarts par rapport à la relation d'Okun sont une conséquence naturelle dès lors que l'on considère que les chocs sur l'automatisation, l'offre de la main-d'œuvre et les facteurs structurels du marché du travail jouent un rôle dans les fluctuations économiques.

Ils précisent que les écarts positifs par rapport à la relation d'Okun sont liés à des chocs positifs sur l'automatisation et l'offre de la main-d'œuvre ou à des chocs négatifs liés aux facteurs structurels. À l'inverse, les écarts négatifs par rapport à la loi d'Okun sont liés à des chocs négatifs sur l'automatisation et l'offre de main-d'œuvre ou à des chocs positifs liés aux facteurs structurels.

Comme méthodologie, ils utilisent dans cette étude les modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR). Deux modèles SVAR sont utilisés, et ce, en deux étapes.

Dans une première étape, ils utilisent un modèle SVAR bivarié simple dans le cadre d'un choc « standard » qui déplace le chômage et la production dans des directions différentes, comme le prévoit la relation d'Okun, et d'autre part, dans le cadre d'un choc « inhabituel » qui déplace le chômage et la production dans le même sens.

Dans une seconde étape, ils construisent un modèle SVAR plus large pour fournir une interprétation structurelle du choc inhabituel. Pour ce faire, dans cette seconde étape, ils identifient les chocs d'automatisation et de l'offre de la main-d'œuvre. Ils ont fait le choix du choc d'automatisation en se basant sur les études d'Acemoglu et Restrepo (2018) et de Bergholt et al. (2022) entre autres, car selon ceux-ci un choc d'automatisation augmente la productivité et la production aux dépens du travail humain, faisant ainsi évoluer la production et le chômage dans la même direction, du moins en termes d'impact.

Quant au choix du choc sur l'offre de main-d'œuvre, ils se réfèrent aux études de Shapiro et Watson (1988), Chang et Schorfheide (2003) et Foroni et al. (2018) qui préconisent que le chômage et la production évoluent simultanément en réponse aux chocs sur l'offre de main-d'œuvre.

En plus de ces deux chocs précités, les auteurs identifient les trois chocs suivants : les chocs de demande, les chocs de productivité et un choc regroupant des facteurs structurels du marché du travail. Pour eux, ces trois derniers chocs font évoluer le chômage et la production dans des directions différentes.

Ils donnent comme exemples de chocs sur les facteurs structurels du marché du travail : les variations du pouvoir de négociation des travailleurs, les chocs d'adéquation efficacité et chocs à prestations de chômage.

6.3 Capacité prévisionnelle de la relation d'Okun

Knotek II (2007) a étudié l'utilité de la relation d'Okun en tant qu'outil de prévision pour les décideurs politiques et les économistes. Il s'est basé sur des données de l'économie américaine sur la période 1948 à 2007.

Les résultats de l'étude montrent d'une part, que la relation d'Okun demeure un bon outil prévisionnel pour l'évolution du chômage et que d'autre part, il est important d'intégrer l'instabilité de la relation d'Okun dans la prédiction de l'évolution du chômage. L'auteur affirme que la prise en compte de l'instabilité de la loi d'Okun permet d'obtenir des prévisions plus précises de l'évolution du taux de chômage.

Somme toute, il convient de retenir dans cette étude que la relation d'Okun n'a pas conservé sa stabilité au fil du temps et suivant l'état du cycle économique. Par contre, les décideurs politiques et les économistes peuvent encore se fier à elle en tant qu'outil de prévision pour l'évolution du chômage, à condition de prendre en compte son instabilité.

Kitov (2011) a montré qu'en utilisant le PIB réel par habitant au lieu du PIB global, la relation d'Okun permet une prédiction avec plus de précision de l'évolution du taux de chômage.

Daly et al (2014a) ont, quant à eux, testé la capacité prévisionnelle de la relation d'Okun pour l'économie américaine dans un contexte de récession et de reprise économique. Suivant Daly et Hobijn (2010), les auteurs de cette étude affirment que la relation d'Okun avait semblé ne plus être valide pendant la grande récession. En effet, les résultats de Daly et Hobijn (2010) ont semblé montrés avec les données disponibles à l'époque (en 2009), une divergence avec celles attendues suivant les prévisions de la relation d'Okun. Ces derniers ont constaté que les écarts entre production et chômage étaient les plus importants observés sur la période couverte par les données. Daly et al (2014a), à la lumière des récentes révisions des données du PIB pendant la grande récession, voulaient donc vérifier l'utilité de la relation d'Okun en tant qu'outil de prévision pendant et après les récessions. Ils ont opté pour le PIB réel par personne âgée de 16 à 64 ans comme indicateur de mesure de la production. Ils ont fait ce choix afin de tenir compte selon eux des changements démographiques de la population en âge de travailler qui peuvent affecter la variation du PIB.

Ils ont utilisé une régression linéaire pour estimer la relation moyenne entre la variation du PIB réel par personne et le taux de chômage. En utilisant les données récentes révisées du PIB, ils ont montré que le chômage et le PIB ont suivi une tendance cyclique typique

pendant la grande récession et le début de la reprise. Les auteurs ont fait le même exercice avec les récessions précédentes, comme celles pendant et après 1973.

Ils concluent en définitive que la relation d'Okun a suivi un schéma cyclique assez typique par rapport aux grandes récessions et aux lentes reprises passées. Ils trouvent que les écarts temporaires par rapport à la moyenne attendue de la relation d'Okun font partie de la trajectoire dynamique normale de l'économie.

Par ailleurs, ils ont constaté que les écarts entre les données en temps réel et les données révisées ultérieurement lors d'autres récessions et reprises passées sont fréquents. Pour ces auteurs, la relation d'Okun reste donc toujours valide et garde toujours son utilité en tant qu'outil de prévision.

Toujours relativement à la capacité prévisionniste de la loi d'Okun, Ball, Jalles et Loungani (2015) l'ont étudiée pour neuf pays. Il s'agit des sept pays du G7 et de deux autres pays, l'Australie et la Nouvelle-Zélande. Pour rappel, les pays du G7 sont : Les États-Unis, le Japon, l'Allemagne, l'Angleterre, la France, l'Italie et le Canada. Les données utilisées proviennent des prévisions de croissance du PIB réel et l'évolution du chômage de ces neuf pays sur une période allant de 1989 à 2012. L'objectif des auteurs était de vérifier si les prévisionnistes économiques professionnels sont convaincus de la validité de la relation d'Okun.

Leurs résultats montrent que dans chacun des neuf pays, la relation entre les prévisions d'évolution du chômage et celles d'évolution de la croissance du PIB réel est négative. Ce qui vient confirmer la validité de la relation d'Okun. Les auteurs ont également constaté que même les faibles valeurs des coefficients d'Okun pour le Japon, l'Allemagne et l'Italie s'appliquent également aux prévisions.

Ils concluent que les prévisionnistes professionnels ont une forte croyance en la relation d'Okun. Par ailleurs, ils précisent que cette croyance en la relation d'Okun s'est maintenue pendant la Grande Récession (2008-2009).

7. Critique de la relation d'Okun

7.1 Fondement non théorique

Plosser et Schwert (1979) critiquent un certain nombre d'auteurs depuis les travaux d'Okun (1962) sur les méthodes statistiques utilisées pour mesurer la production potentielle. Ils contestent ce qu'ils considèrent comme une manipulation algébrique dans la relation entre le chômage et la production qui ne peut s'appliquer en général en économétrie. Pour rappel, Okun (1962) a estimé le PIB potentiel à travers l'équation de régression :

$$\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta Y + \varepsilon_t \quad (1)$$

Pour les auteurs, ce qu'Okun et d'autres souhaitent faire, c'est de prendre dans un premier temps une fonction déterministe :

$$X = \beta Y$$

qui mesure l'impact de la variable Y sur la variable X, et dans un second temps de prendre l'inverse du coefficient β pour estimer la relation mesurant cette fois-ci l'impact de la variable X sur la variable Y, comme suit :

$$Y = \frac{1}{\beta} X$$

Les auteurs considèrent cette inversion de régression comme une mauvaise manipulation de la relation de régression, car le coefficient de la pente de la régression linéaire de Y sur X n'est pas égal à l'inverse du coefficient de la pente de la régression linéaire de X sur Y. Ils précisent toutefois que seul, dans le cas où Y et X sont parfaitement corrélés, les coefficients de pente desdites régressions seront inverses l'un de l'autre.

Ainsi, c'est uniquement dans ce cas de figure que cette estimation de la production potentielle en fonction du taux de chômage proposée par Okun serait valide.

Plosser et Schwert (1979) ont estimé la relation d'Okun en utilisant des données du premier trimestre de 1953 au dernier trimestre de 1970. Ils notent qu'une augmentation de 1 % du PIB réel entraîne une diminution de 0,3 % du taux de chômage.

Ils affirment : « Il n'est pas correct de déduire qu'avec une augmentation de 1,0 % du taux de chômage, on peut s'attendre à ce que le PIB réel chute de 3,3 %, ce qui est la fameuse (infâme) relation de 3 à 1 entre la production et le taux de chômage appelée loi d'Okun »

Ils montrent qu'une augmentation de 1 % du taux de chômage engendre une diminution de 1,6 % du PIB réel et non de 3,3 %.

7.2 Non-linéarité de la relation

Plusieurs études ont testé la linéarité de la relation d'Okun et en sont arrivées à la conclusion que la relation d'Okun n'est pas linéaire. Certains travaux ont testé la présence de changement structurel et d'asymétrie dans la relation d'Okun.

Lee (2000), Huang et Chang (2005), Cuaresma (2003), Fouquau (2008) ont mis en exergue l'asymétrie de la relation d'Okun en phase d'expansion et de récession. Ces auteurs ont ainsi démontré la non-linéarité de la relation d'Okun contestant par conséquent l'hypothèse de linéarité de la relation.

Knotek II (2007) est du même avis que ces auteurs. Les résultats de son étude ont montré que le coefficient d'Okun s'affaiblit au cours des phases d'expansions par rapport aux récessions. Silvapulle et al. (2004) et Beaton (2010) confirment l'idée d'une asymétrie du coefficient pour l'économie américaine.

Cuaresma (2003) confirme la non-linéarité de la relation d'Okun en l'expliquant par le fait que des changements du niveau de la production peuvent produire des changements asymétriques du niveau de chômage.

Fouquau (2008) prouve également l'existence d'une asymétrie dans la relation d'Okun en utilisant un modèle en panel non dynamique, en étudiant la relation d'Okun pour une vingtaine de pays de l'OCDE sur la période de 1970 à 2004.

7.3 Instabilité de la relation

Un certain nombre d'études n'ont pas confirmé la validité de la relation d'Okun. Nous présentons ci-dessous une série non exhaustive, mais pertinente d'études empiriques qui ont apporté des preuves d'instabilité et de non-fiabilité de la relation d'Okun à travers le temps.

Moosa (1997) a étudié la relation d'Okun pour les pays du G7 avec des données du chômage cyclique et de la production sur la période de 1960 à 1995 à l'aide du modèle de

séries chronologiques structurelles de Harvey. Il a utilisé comme méthodes d'estimation du coefficient d'Okun, la MCO (méthode ordinaire des moindres carrées), la MCO avec fenêtre glissante et la méthode SUR (Seemingly unrelated régressions).

Les résultats de l'étude ont montré des différences dans le coefficient d'Okun suivant les pays. Il a trouvé que le coefficient d'Okun semble être plus élevé en Amérique du Nord et plus faible au Japon. Il explique cela par deux raisons. La première, ce sont les différences structurelles entre les marchés de travail et la seconde, c'est l'omission d'autres variables pertinentes telles que la productivité et le nombre d'heures travaillées dans le modèle bivarié qui selon lui surestime le coefficient d'Okun, comme le suggère Prachowny (1993).

Lee (2000) a testé la robustesse de la relation d'Okun avec des données d'après-guerre pour 16 pays de l'OCDE (Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Italie, Japon, Pays-Bas, Norvège, Suède, Suisse, Royaume-Uni et États-Unis). L'échantillon de données couvre la période de 1955 à 1996, sauf pour l'Allemagne qui débute en 1960. L'auteur a fait ce choix pour les données concernant l'Allemagne afin d'éviter dit-il, une éventuelle rupture structurelle en 1959 liée à l'inclusion de la région de la Sarre.

Suivant Okun (1970), l'auteur a utilisé comme méthodologie, deux approches alternatives pour estimer les coefficients d'Okun: un modèle en « différences premières » et un modèle « gap ».

Pour ce modèle « gap », les données pertinentes ont été construites alternativement à partir du filtre HP, de la procédure de décomposition de Beveridge-Nelson (BN) et du filtre de Kalman basé sur le cadre NAIRU⁵ (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment). Après avoir estimé les coefficients d'Okun en se basant sur chacune des méthodes d'estimation, il a comparé les résultats empiriques obtenus.

Il a testé la robustesse des résultats d'estimation dans un premier temps en étendant le modèle « en différences premières » à un cadre de correction d'erreurs et dans un second temps, en permettant des effets asymétriques.

⁵ NAIRU. C'est le taux de chômage n'accélération pas l'inflation, autrement dit celui qui est compatible avec une inflation stable. <https://www.oecd.org/fr/social/travail/1959078.pdf>

Bien que les résultats de l'étude valident la relation d'Okun dans le sens de la signification statistique des estimations des paramètres, ils ne sont cependant pas aussi robustes que ceux rapportés initialement par Okun (1970). L'auteur trouve que les estimations quantitatives diffèrent considérablement d'un pays à l'autre ainsi que d'une méthode alternative de réduction des tendances à une autre. Il constate une différence considérable entre les estimations pour les États-Unis et celles des autres pays de l'OCDE. Il montre également que les estimations varient dans le temps et que les signes d'asymétrie varient selon les pays.

Pour lui, les données de l'OCDE révèlent de solides preuves d'un changement structurel intervenu dans la relation d'Okun, et ce, dans la plupart des pays. Il s'appuie sur le fait qu'au cours des dernières décennies, la plupart des pays de l'OCDE ont connu une baisse de production moindre associée à une augmentation donnée du chômage.

Par ailleurs, il affirme que les résultats empiriques sont sensibles à la manière dont les données d'intérêt sont construites. En effet, il a constaté l'existence de différences notables dans les inférences entre les données du modèle « en différences premières » et celles construites selon le modèle « gap », en particulier le filtre BN.

En somme, les estimations du coefficient d'Okun sont influencées par le choix des modèles, les spécifications et la pertinence des données entre autres.

Pour finir, l'auteur a montré qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre le chômage et la production.

Knotek II (2007) s'est focalisé sur l'économie américaine sur la période 1948 à 2007. Dans cet article, il vérifie la fiabilité et la stabilité de la loi d'Okun et son utilité en tant qu'outil de prévision pour les décideurs politiques et les économistes. Ce paragraphe traite de la vérification de la fiabilité et la stabilité de la relation d'Okun. Les résultats de cette étude concernant l'utilité de la relation d'Okun ont été résumés dans la section 4.3.

Pour ce qui est de la vérification de la fiabilité et la stabilité de la relation d'Okun, Knotek II (2007) a utilisé des régressions glissantes suivant la version différentielle de la relation d'Okun. Chacune des régressions estimant une relation particulière sur des périodes d'échantillonnage différentes et produisant un ensemble de coefficients estimés. Chaque régression glissante est estimée sur la base de 52 points de données trimestriels.

Pour l'auteur, les coefficients estimés devraient être relativement similaires d'une régression à l'autre, si la relation est stable dans le temps. Autrement l'instabilité de la relation dans le temps se traduirait par des mouvements importants dans les coefficients estimés. L'auteur a choisi comme longueur d'échantillon une longueur de 13 années de données en se référant à celle utilisée pour les travaux originaux de la version différentielle de la relation d'Okun en 1962.

Ainsi, pour la première régression glissante, la période d'échantillonnage s'étale du deuxième trimestre 1948 au premier trimestre 1961. Pour la deuxième régression glissante, la période d'échantillonnage est ensuite avancée d'un trimestre, c'est-à-dire du troisième trimestre 1948 au deuxième trimestre 1961. Et ainsi de suite, à chaque fois, la période d'échantillonnage est avancée d'un trimestre dans le temps. La dernière période d'échantillonnage part du troisième trimestre 1994 au deuxième trimestre 2007.

Les résultats obtenus montrent une instabilité de la relation d'Okun dans le temps. Bien que le coefficient d'Okun ait toujours été négatif pour chacune des régressions glissantes, il a considérablement varié au fil du temps. Par ailleurs, l'auteur précise que la relation entre l'évolution du taux de chômage et la croissance de la production réelle a varié considérablement, lorsqu'elle est estimée sur des horizons temporels plus courts.

L'auteur a tenté de fournir deux explications à cette variation dans le temps de la relation d'Okun.

Comme première explication possible, il suggère que la relation d'Okun est sensible à l'état du cycle économique. En effet, il estime que les expansions économiques survenues depuis le début de la Grande Modération (en 1984) ont concouru aux mouvements importants dans les coefficients estimés, car ces expansions ont été plus longues que la moyenne par comparaison historique.

À titre d'information, citant l'auteur : « le terme de Grande Modération vient du fait que l'activité économique américaine a soudainement et est devenue considérablement moins volatile en 1984, une tendance qui persiste jusqu'à ce jour ». Pour précision, l'expression jusqu'à ce jour fait référence à l'année 2007, date de publication de l'article.

Deuxième explication possible, l'auteur affirme que les changements dans la dynamique de la relation entre la production et le chômage pourraient expliquer l'instabilité de la relation d'Okun à travers le temps.

Kitov (2011) conteste l'utilisation du PIB réel dans la relation d'Okun. Il affirme que le PIB global inclut l'évolution de la population dans tout son ensemble. Il précise qu'économétriquement, il est obligatoire d'utiliser des variables macroéconomiques de même origine, dans une telle relation liant le taux de croissance du PIB et le taux de chômage. Ainsi, il a fait le choix d'utiliser dans cette étude, le PIB réel par habitant, car selon lui, il est mieux lié à la part de la population active sans emploi, qui correspond au taux de chômage. L'auteur a étudié la relation d'Okun pour les États-Unis, la France, le Royaume-Uni, l'Australie, le Canada et l'Espagne, en utilisant les données du PIB réel par habitant.

L'objectif de cette étude est d'examiner le problème du chômage structurel en modélisant le taux de chômage à l'aide de la relation d'Okun. L'auteur a ainsi introduit des ruptures structurelles dans la relation d'Okun pour chacun des pays à une année spécifique. Par exemple, pour les États-Unis, il a introduit la rupture structurelle en 1984. Il explique deux raisons possibles à cela. La première, c'est le changement de la politique monétaire intervenue au début des années 1980 et la deuxième, c'est le changement d'unités de mesure tel que le taux de chômage qui a fait l'objet d'une nouvelle définition en 1984.

Les résultats de l'étude montrent qu'il est possible de prédire avec une grande précision avec l'utilisation du PIB réel par habitant, l'évolution du taux de chômage et qu'il n'y a pas chômage structurel dans les six pays concernés par cette étude.

Lancaster et Tulip (2015) étudient la relation d'Okun pour l'économie australienne sur la période allant du troisième trimestre 1966 au deuxième trimestre 2014. Ils ont pour objectif dans cette étude d'une part de vérifier le pouvoir prédictif de la relation d'Okun sur l'évolution du chômage en Australie et d'autre part d'estimer le taux de croissance de la production potentielle à l'aide de la relation d'Okun.

Ils concluent à une instabilité du PIB potentiel pour l'économie australienne tout en validant la relation d'Okun. Les résultats de l'étude montrent la stabilité de la relation

d'Okun à travers le temps et son utilité en sa capacité de prédire de manière simple et précise l'évolution du taux de chômage en Australie au cours des 50 dernières années.

Par contre, au niveau de la croissance de la production potentielle, les résultats montrent qu'elle n'a pas été stable à travers le temps. En effet, les estimations de la croissance potentielle de la production fluctuent dans le temps et sont en plus imprécises.

Les auteurs estiment que selon leur définition du PIB potentiel, le taux de croissance du PIB potentiel a évolué dans le temps. Il est passé de 5% dans les années 1970 à 2,9% en 2015.

Les auteurs définissent le PIB potentiel comme le taux de croissance du PIB auquel le taux de chômage est stable. Bien que le PIB potentiel ait été défini de différentes manières, ils ont choisi cette définition, car selon eux, elle est simple et est la définition standard utilisée dans la littérature sur la relation d'Okun. En plus, ils affirment que cette définition est cohérente avec la principale manière dont les banques centrales utilisent le concept. Ils ajoutent à cette définition que : « Si le taux de chômage représente le niveau global d'utilisation des ressources ou la persistance des pressions inflationnistes, alors leur mesure indique également le taux de croissance du PIB auquel ces concepts sont stables. »

Données et méthodologie

1. Données

Pour étudier la relation d'Okun entre les variations de la production et le taux de chômage, il nous faut minimalement deux ensembles de données macroéconomiques : le PIB réel et le taux de chômage en fonction du choix du modèle de spécification de la relation d'Okun. Pour le modèle « en différences premières », ces deux ensembles de données précités suffiront. Par contre, pour le modèle « gap », il faudra en plus deux autres ensembles de données : le PIB potentiel et le taux de chômage naturel. Comme nous l'avons déjà mentionné plus haut, les données sur le PIB potentiel et le taux de chômage naturel ne sont pas observables contrairement aux données initiales (PIB réel et taux de chômage). Le PIB potentiel et le taux de chômage naturel sont des variables latentes. Elles seront estimées.

Les données du PIB réel et du taux de chômage utilisées dans cette étude proviennent de la base de données de la banque fédérale américaine de St-Louis. Il s'agit des données du PIB réel et du taux de chômage des États-Unis d'Amérique. Les données disponibles du taux de chômage sont les données mensuelles couvrant la période janvier 1948 à avril 2024. Pour le PIB réel, on a les données annuelles de 1947 à 2023 et les données trimestrielles du premier trimestre 1947 au premier trimestre 2024. Dans la littérature sur la relation d'Okun, certaines études étaient basées sur des données trimestrielles et d'autres sur des données annuelles, le plus souvent en fonction des données disponibles. Nous ferons le choix de données trimestrielles dans cette étude, non seulement parce qu'elles sont disponibles, mais aussi parce que cela nous procurera un plus grand nombre de données. Les données sur le chômage étant mensuelles, nous avons obtenu des données trimestrielles par simple calcul de moyenne arithmétique. Par exemple, le taux de chômage du premier trimestre d'une année donnée est obtenu par la moyenne arithmétique du taux de chômage des trois premiers mois de l'année considérée. Par la suite par souci de cohérence de la période sous étude, nous avons pris comme période d'étude, la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024.

En définitive, nous avons utilisé les données trimestrielles du PIB réel et du taux de chômage de l'économie américaine couvrant la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024.

2. Méthodologie

Comme nous l'avons indiqué plus haut dans la revue de la littérature, les méthodes d'estimation du coefficient d'Okun divergent sur plusieurs éléments. Un des premiers éléments de divergence concerne le choix du PIB ou le chômage comme variable endogène. Nous n'allons pas faire ce choix dans cette étude. Nous allons présenter les deux situations.

Ainsi, nous allons utiliser dans un premier temps le PIB comme variable endogène. Nous allons donc régresser le PIB sur le chômage. Il est à noter que c'est ce sens de la régression qui est le plus utilisé dans la littérature, surtout depuis les travaux de Gordon (1984). Cela veut dire par conséquent que nous souhaitons savoir l'impact de l'écart de chômage sur l'écart de production. Dans un second temps, nous utiliserons le chômage comme variable endogène. Nous allons donc régresser le chômage sur le PIB. On cherchera ainsi à mesurer l'impact de l'écart de production sur l'écart de chômage. Un autre élément de divergence est le choix entre les deux modèles présentés en général dans la revue de la littérature pour la spécification de la relation d'Okun : le modèle « en différences premières » et le modèle « gap ». Nous n'allons pas également le faire ce choix, ici. Nous estimerons le coefficient d'Okun dans un premier temps en utilisant le modèle « gap » qui est le plus couramment utilisé dans la littérature et dans un second temps, nous utiliserons le modèle en « différences premières ».

Cela étant, nous présenterons dans cette étude les quatre scénarios suivants :

- I. Choix du PIB comme variable endogène en utilisant le modèle « gap ».
- II. Choix du PIB comme variable endogène en utilisant le modèle en « différences premières »
- III. Choix du chômage comme variable endogène en utilisant le modèle « gap ».
- IV. Choix du chômage comme variable endogène en utilisant le modèle en « différences premières »

Dans les scénarios I et III, le modèle « gap » nécessite l'estimation au préalable du PIB potentiel et du taux de chômage naturel.

Comme souligné par Knotek II (2007), les séries du PIB potentiel et du taux de chômage naturel ne sont pas directement observables. Nous devons donc construire ces deux séries.

Il existe plusieurs méthodes d'estimation du PIB potentiel et du taux de chômage naturel. Un certain nombre de ces méthodes ont été présentées dans la revue de la littérature incluant l'approche par le filtre HP (Hodrick-Prescott).

Pour la construction des séries tendancielle (séries du PIB potentiel et du chômage naturel), le filtre HP apparaît comme un des plus populaires dans la littérature. Plusieurs auteurs (par exemple Lee, 2000, Marinkov et Geldenhuys, 2007, Moosa, 2008 et Villaverde et Maza, 2009) l'ont utilisé dans leurs travaux pour obtenir les séries du PIB potentiel et du taux de chômage naturel.

Il faut noter qu'un autre filtre est également utilisé par certains auteurs (par exemple Freeman, 2001 et Huang et Chang, 2005). Il s'agit du filtre BK (Baxter et King). Stephan (2015) soutient qu'à la différence du filtre HP, le filtre BK ne calcule pas explicitement un taux de chômage naturel et un PIB potentiel, mais va isoler la série cyclique en éliminant la composante tendancielle et la composante irrégulière en choisissant des fréquences adaptées à la définition temporelle d'un cycle.

Le filtre HP est l'une des méthodes les plus utilisées dans la littérature pour estimer le PIB potentiel et le taux de chômage naturel, même s'il comporte des défauts. Ainsi nous choisissons dans cette étude pour les scénarios I et III, le filtre HP pour générer le PIB potentiel et le taux de chômage naturel.

Les équations de régression suivant les scénarios précités sont présentées ci-dessous :

Scénario I

Avec le PIB comme variable endogène, le modèle « gap » est donné par l'équation de régression :

$$Y_t - Y_t^* = \beta_0 + \beta_1(U_t - U_t^*) + \epsilon_t \quad (9)$$

où Y le logarithme du PIB réel observé et Y^* le logarithme du PIB potentiel. U est le taux de chômage observé, U^* le taux de chômage naturel, β_0 est un terme constant, β_1 le coefficient d'Okun et ϵ_t le terme d'erreur.

Pour rappel, Castro et Fernández (2007), suggère qu'il y a deux conditions à respecter pour que cette spécification de la relation soit correcte: premièrement, chacune des séries représentant respectivement l'écart de production ($Y_t - Y_t^*$) et l'écart de chômage ($U_t - U_t^*$) doit être stationnaire. Deuxièmement, si elles ne le sont pas, elles doivent être cointégrées afin d'éviter une régression fallacieuse

Scénario II

Avec le PIB comme variable endogène, le modèle en « différences premières » propose une spécification alternative exprimée par la relation suivante :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta U_t + \epsilon_t \quad (7)$$

où Y_t est le logarithme du PIB réel, U_t le taux de chômage, ϵ_t est un processus de type bruit blanc et Δ est l'opérateur différence première ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$). α_0 est un terme constant et α_1 ($\alpha_1 < 0$) mesure l'impact des variations du PIB réel sur les variations du taux de chômage.

Pour rappel, comme l'ont suggéré Castro et Fernández (2007), pour que cette première spécification soit correcte, il y a deux conditions à respecter : premièrement, chacune des séries ($U_t - U_{t-1}$) et ($Y_t - Y_{t-1}$) doit être stationnaire. Deuxièmement, si elles ne le sont pas, les séries (Y_t) et (U_t) doivent être cointégrées.

Scénario III

Avec le chômage comme variable endogène, le modèle « gap » est donné par la relation suivante :

$$(U_t - U_t^*) = \alpha_0 + \alpha_1 (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Comme déjà indiqué pour le scénario I, il y a deux conditions à respecter pour que cette spécification de la relation soit correcte: premièrement, chacune des séries représentant respectivement l'écart de production ($Y_t - Y_t^*$) et l'écart de chômage ($U_t - U_t^*$) doit être stationnaire. Deuxièmement, si elles ne le sont pas, elles doivent être cointégrées.

Scénario IV

Avec le chômage comme variable endogène, le modèle en « différences premières » propose une spécification alternative à travers l'équation de régression suivante :

$$\Delta U_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

où U_t est le taux de chômage, Y_t le logarithme du PIB réel, ε_t est un processus de type bruit blanc et Δ est l'opérateur différence première ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$). α_0 est un terme constant et α_1 ($\alpha_1 < 0$) mesure l'impact des variations du PIB réel sur les variations du taux de chômage. Pour rappel, comme déjà mentionné pour le scénario II, pour que cette première spécification soit correcte, il y a deux conditions à respecter : premièrement, chacune des séries ($U_t - U_{t-1}$) et ($Y_t - Y_{t-1}$) doit être stationnaire. Deuxièmement, si elles ne le sont pas, les séries (U_t) et (Y_t) doivent être cointégrées.

3. Résultats empiriques

Dans cette section, nous allons présenter les résultats empiriques selon chacun des quatre scénarios étudiés.

Scénario I

Dans ce scénario, nous testons le modèle « gap » de la relation d'Okun pour l'économie américaine, en cherchant de savoir s'il y a un impact de l'écart de chômage sur l'écart de production.

Tout d'abord, le PIB potentiel et le taux de chômage naturel sont générés à l'aide du filtre HP. Les figures 1.1 et 1.2 nous permettent de visualiser respectivement le PIB potentiel et le taux de chômage naturel de l'économie américaine sur la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024.

En visualisant l'une en dessous de l'autre, les deux courbes représentant chacune l'évolution de l'écart de production et celle de l'écart de chômage (voir Figure 1.5), on observe que la relation inverse entre l'écart de production et l'écart de chômage émise par Okun semble se vérifier. En effet, les courbes d'écart de production et d'écart de chômage ont des allures inverses l'une de l'autre. Nous allons le vérifier avec les résultats empiriques. On observe également que la relation d'Okun semble linéaire si l'on s'en tient au nuage de point construit représentant l'écart de production en fonction de l'écart de chômage (voir Figure 1.6).

Le coefficient de corrélation entre l'écart de production et l'écart de chômage est de $-0,85$. Ce qui dénote une forte corrélation négative entre ces deux variables d'intérêt.

Nous poursuivons notre analyse empirique, en effectuant les tests de racine unitaire sur les variables écart de production et écart de chômage en utilisant les tests les plus importants, à savoir : le test de Dickey–Fuller augmenté (test ADF) et le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (test KPSS), pour éviter une régression fallacieuse.

Les résultats de ces tests sont disponibles dans le tableau 1.1. Comme nous pouvons le constater à travers les résultats des tests, chacune des séries représentant chacune des

variables d'intérêt écart de production et écart de chômage est stationnaire. Nul donc besoin de faire le test de cointégration.

La dernière étape de notre analyse empirique consiste à effectuer une régression linéaire de l'écart de production sur l'écart de chômage, suivant la méthode des moindres carrés.

Les résultats (voir Tableau 1.3) montrent que le coefficient estimé, c'est-à-dire le coefficient d'Okun, est négatif et est égal à - 0,015 (en arrondissant à trois décimales). Ce résultat vient valider la relation d'Okun pour l'économie américaine sur la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024. Par ailleurs, nous avons $R^2 = 0,7216$. Ainsi nous pouvons dire que 72,16% de la variabilité de l'écart de production est expliqué par l'écart de chômage.

Nous constatons sur la figure 1.3, un pic à la baisse de l'écart de production en 2020 en raison de la pandémie de la Covid 19. Et inversement, il y a un pic à la hausse cette même année de l'écart de chômage (voir Figure 1.4). Après l'année 2020, la situation semble s'être résorbée.

Nous nous sommes intéressés à vérifier si la pandémie de la Covid 19 a eu un impact significatif sur la relation d'Okun,

Dans cette optique, nous avons considéré un autre jet de données couvrant la période avant la pandémie de la Covid 19. Pour ce jet de données, nous avons utilisé les données trimestrielles du PIB réel et du taux de chômage de l'économie américaine couvrant la période allant du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019.

Nous avons utilisé le même modèle « gap » avec la même équation de régression, l'équation (4).

Nous allons donc comparer le comportement de la relation d'Okun avec les données avant la pandémie de la Covid 19 et les données couvrant la période initiale allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, que nous appelons par la suite données entières.

Nous avons effectué la même analyse empirique en procédant aux mêmes tests de racine unitaire de Dickey – Fuller augmenté de (test ADF) et de stationnarité de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (test KPSS) sur les variables écart de production et écart de chômage. Nous constatons que chacune des séries d'écart de production et d'écart de chômage est stationnaire. Voir le tableau 1.2 pour les résultats des tests.

Le coefficient de corrélation entre les variables écart de production et écart de chômage avant la Covid 19 est égal à $-0,87$. Nous constatons que le coefficient de corrélation entre les variables d'intérêt avant la pandémie de la Covid 19 est sensiblement le même que le coefficient de corrélation avec les données entières, qui est de $-0,85$.

Les résultats de la régression de l'écart de production avant Covid 19 sur l'écart de chômage avant Covid 19 (voir Tableau 1.3) montrent que la relation d'Okun reste valide. Le coefficient d'Okun estimé avec les données avant Covid 19 est de $-0,017$. En comparaison, avec celui estimé avec les données entières ($-0,015$), nous constatons qu'ils sont pratiquement les mêmes. Ainsi, nous constatons que la relation d'Okun s'est comportée de manière conforme comme ce qui était anticipé.

Ce qui nous conduit à suggérer que le choc de la pandémie de la Covid 19 n'a pas eu d'impact significatif sur la relation d'Okun. On ne pourrait donc pas parler ici de changement structurel dû à la pandémie de la Covid 19.

Scénario II

Dans ce scénario, nous testons le modèle en « différences premières » de la relation d'Okun pour l'économie américaine, en vérifiant s'il y a une influence du taux chômage sur le PIB réel.

Nous débutons notre analyse empirique dans ce cas de figure, en vérifiant d'abord la stationnarité des séries (ΔY_t) et (ΔU_t). Pour ce faire, nous effectuons le test de Dickey–Fuller augmenté (test ADF) et le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (test KPSS), comme dans tous les autres scénarios.

Les résultats des tests ADF (voir Tableau 2.1) montrent que les séries de données en jeu sont stationnaires. Selon les résultats des tests KPSS (voir Tableau 2.2), nous en déduisons que les séries (ΔY_t) et (ΔU_t) sont stationnaires en tendance. En effet, la série (ΔU_t) l'est avec ou sans tendance, alors que la série (ΔY_t) l'est en tendance. Nous en déduisons que les séries (ΔY_t) et (ΔU_t) sont stationnaires en tendance dans ce scénario.

Nous terminons notre analyse empirique en effectuant une régression linéaire de (ΔY_t) sur (ΔU_t), suivant la méthode des moindres carrés. Le tableau 2.3 résume les résultats de la régression.

Les résultats montrent que le coefficient estimé, c'est-à-dire le coefficient d'Okun, est négatif et est égal à - 0,012 (en arrondissant à trois décimales). Nous remarquons qu'il est pratiquement égal à celui estimé dans le scénario I, avec un petit bémol à préciser, dans cas de figure, nous avons un coefficient de détermination linéaire $R^2 = 0,5761$.

Il convient également de noter que le coefficient de corrélation entre les variables d'intérêt en différences premières est en moins fort que celui avec le modèle « gap » (-0,85). Il est de -0,76 dans ce modèle en « différences premières ».

Ce résultat vient valider la relation d'Okun pour l'économie américaine sur la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024.

Comme dans le premier scénario, nous nous sommes intéressés à vérifier si la pandémie de la Covid 19 a eu un impact significatif sur la relation d'Okun. Tout comme dans le premier scénario, nous avons utilisé un autre jeu de données couvrant la période avant la pandémie de la Covid 19, à savoir les données trimestrielles du PIB réel et du taux de

chômage de l'économie américaine couvrant la période allant du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019.

Nous allons donc comparer le comportement de la relation d'Okun avec les données avant la Covid 19 et les données couvrant la période initiale allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, que nous appelons par la suite données entières.

La même analyse empirique a été effectuée. Selon le test ADF, (voir Tableau 2.1), les séries de données en jeu avant la Covid 19 sont stationnaires. Pour le test KPSS, nous avons les mêmes résultats que pour les données entières dans ce scénario. La série (ΔU_t) est stationnaire avec ou sans tendance et la série (ΔY_t) est stationnaire en tendance (voir Tableau 2.2). Nous en déduisons que les séries des variables d'intérêt en jeu dans ce scénario avec les données avant la Covid 19 sont stationnaires en tendance.

Le coefficient de corrélation entre les variables en différences premières avec les données avant la Covid 19 est égal à - 0,68. Il est un peu moins en deçà de celui pour les données entières qui est de - 0,76.

Les résultats de la régression pour ce scénario avec les données avant la Covid 19 (voir Tableau 2.3) montrent que la relation d'Okun reste valide. Le coefficient d'Okun estimé est de - 0, 017. Il est légèrement au-dessus de celui estimé avec les données entières (- 0, 012). Ce qui ne change pas fondamentalement le comportement de la relation dans ce scénario. Ainsi, nous pouvons déduire que la relation d'Okun s'est comportée de manière conforme comme ce qui était anticipé. Par conséquent, avec le modèle en « différences premières » en considérant le PIB comme variable endogène, nous pouvons suggérer que le choc de la pandémie de la Covid 19 n'a pas eu d'impact significatif sur la relation d'Okun.

Scénario III

Dans ce scénario, nous testons le modèle « gap » de la relation d'Okun pour l'économie américaine, avec pour objectif de vérifier s'il y a un impact de l'écart de production sur l'écart de chômage.

La figure 3.6 (nuage de points représentant l'écart de chômage en fonction de l'écart de production) nous indique qu'en considérant l'écart de chômage comme variable endogène, il semble y avoir une relation linéaire négative entre l'écart de chômage et l'écart de production.

Les résultats de la régression linéaire (voir Tableau 3.1) de l'écart de chômage sur l'écart de production montrent que le coefficient estimé, c'est-à-dire le coefficient d'Okun, est négatif et est égal à $-49,657$. Comme il fallait s'attendre, nous constatons que dans ce scénario, le coefficient d'Okun est largement différent de celui dans le scénario I avec l'écart de production comme variable endogène. Il est à noter que le coefficient de détermination R^2 est pareil que dans le scénario I du modèle « gap » ($R^2=0,7216$).

Ce résultat vient valider la relation d'Okun pour l'économie américaine sur la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024.

Comme dans les précédents scénarios, nous nous sommes intéressés à vérifier si la pandémie de la Covid 19 a eu un impact significatif sur la relation d'Okun. Nous avons utilisé un autre jeu de données couvrant la période avant la pandémie de la Covid 19, à savoir les données trimestrielles du PIB réel et du taux de chômage de l'économie américaine couvrant la période allant du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019. En tenant compte de l'écart de chômage comme variable endogène dans le modèle « gap », nous allons donc comparer le comportement de la relation d'Okun avec les données avant la Covid 19 et les données couvrant la période initiale allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, que nous appelons par la suite données entières.

Les résultats de la régression de l'écart de chômage sur l'écart de production avec les données avant la Covid 19 (voir Tableau 3.1) montrent que la relation d'Okun reste valide. Avec l'écart de chômage comme variable endogène dans le modèle « gap », le coefficient d'Okun estimé avec les données avant Covid 19 est de $-43,700$. Il est un peu plus élevé que celui estimé avec les données entières ($-49,657$). Ils sont toutefois tous les deux dans

le même ordre de grandeur. La relation d'Okun s'est donc comportée de manière conforme comme ce qui était anticipé. Nous pouvons en déduire que le choc de la pandémie de la Covid 19 n'a pas eu d'impact significatif sur la relation d'Okun. On ne pourrait donc pas parler ici de changement structurel dû à la pandémie de la Covid 19.

Scénario IV

Dans ce scénario, nous testons le modèle en « différences premières » de la relation d'Okun pour l'économie américaine, en cherchant à vérifier s'il y a une influence du PIB réel sur le taux de chômage.

Le tableau 4.1 résume les résultats de la régression linéaire de (ΔU_t) sur (ΔY_t) suivant la méthode des moindres carrés. Le coefficient d'Okun estimé est négatif et est égal à $-47,544$. Nous remarquons qu'il est un peu supérieur à celui estimé dans le scénario II (qui était pour rappel égal à $-49,657$) tout en étant dans le même ordre de grandeur. Ce résultat vient valider la relation d'Okun pour l'économie américaine sur la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024.

Comme dans les précédents scénarios, nous nous sommes intéressés à vérifier si la pandémie de la Covid 19 a eu un impact significatif sur la relation d'Okun. Les données couvrent la période avant la pandémie de la Covid 19. Il s'agit comme dans les autres cas de figure des données trimestrielles du PIB réel et du taux de chômage de l'économie américaine couvrant la période allant du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019. Nous allons dans ce scénario, comparer le comportement de la relation d'Okun avec les données avant la Covid 19 et celui avec les données entières, en considérant le chômage comme variable endogène dans le modèle en « différences premières »

Les résultats de la régression pour ce scénario avec les données avant la Covid 19 (voir Tableau 4.1) montrent que coefficient d'Okun est négatif et est estimé est de $-28,040$. Nous avons donc une relation linéaire négative. La relation d'Okun reste donc valide avec les données avant la Covid 19 avec le modèle en « différences premières » et avec le chômage comme variable endogène. La relation d'Okun s'est donc comportée de manière conforme comme ce qui était anticipé.

Nous remarquons que, bien que le coefficient d'Okun estimé ici ($-28,040$) est négatif, il est toutefois largement supérieur à celui estimé avec les données entières ($-47,544$), quoique les deux coefficients sont négatifs.

Conclusion

Dans cette étude, nous avons examiné la relation d'Okun pour l'économie américaine sur la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024. L'objectif principal était de vérifier si la relation d'Okun est toujours d'actualité, c'est-à-dire si elle demeure toujours valide. Nous avons un objectif secondaire. Il s'agissait de vérifier si le choc de la pandémie de la Covid 19 a eu un impact significatif sur la relation d'Okun au point d'occasionner un changement structurel de la relation.

Nous avons utilisé le modèle « gap » et « différences premières ». Dans chacun de ces modèles, nous avons examiné la relation en considérant alternativement le PIB et le chômage comme variable endogène. Il a en découlé quatre scénarios.

Pour ce qui est de notre objectif principal, nous concluons que pour chacun des scénarios, que la relation d'Okun est valide. Les résultats de notre étude ont montré qu'en considérant le PIB comme variable endogène, les coefficients d'Okun estimés respectifs pour les deux modèles de la spécification de la relation d'Okun sont pratiquement les mêmes.

Il apparaît donc que le choix du modèle de spécification n'entraîne pas de divergence des coefficients d'Okun dans la configuration où le PIB est pris comme variable endogène. Avec le chômage comme variable endogène, les coefficients d'Okun estimés respectifs pour les deux modèles sont légèrement différents. Nous pouvons suggérer que dans cette dernière configuration, il y a une légère divergence des coefficients d'Okun en fonction du choix du modèle de spécification.

Comme nous devions nous y attendre, il y a une divergence sur les coefficients d'Okun selon le choix de la variable endogène. Celui-ci reste toujours négatif, mais les ordres de grandeur ne sont plus les mêmes. En effet, avec le PIB comme variable endogène, le coefficient estimé est égal à - 0, 015 ou - 0, 012 selon le modèle choisi, alors qu'avec le chômage comme variable endogène, le coefficient d'Okun est égal à - 49,657 ou - 47,544 selon le modèle choisi.

Pour le second objectif, nous sommes arrivés à la conclusion selon laquelle que la relation d'Okun s'est comportée de manière conforme que ce soit avec les données couvrant la période entière sous étude que celle d'avant la pandémie de la Covid 19. Ce qui conduit à suggérer que le choc de la pandémie de la Covid 19 n'a pas eu d'impact significatif sur la relation d'Okun. Ce choc n'a donc pas engendré de changement structurel de la relation d'Okun.

Avec le PIB comme variable endogène et avec les données avant la Covid 19, nous avons montré que le choix du modèle de spécification n'entraîne pas de divergence des coefficients d'Okun, comme cela a été le cas pour les données entières. En effet, les coefficients d'Okun sont pareils selon les deux modèles de spécification.

Contrairement au PIB comme variable endogène, il y a eu une grande divergence des coefficients d'Okun en fonction du modèle de spécification, en utilisant les données avant la Covid 19. En utilisant le modèle « gap », le coefficient estimé est de - 43,700, alors qu'avec le modèle « en différences premières », il est de - 28,040.

On en conclut que le choix du modèle de spéciation, avec le chômage comme variable endogène, engendre une divergence de la valeur du coefficient d'Okun en utilisant les données avant la pandémie. Bien qu'il soit divergence des coefficients estimés dans ce cas de figure, les coefficients estimés sont tous deux négatifs. On a donc toujours affaire à une relation linéaire négative. La relation d'Okun demeure donc toujours valide.

Il serait intéressant dans le cadre d'une autre étude de déterminer les raisons pour lesquelles cette divergence de coefficients a été constatée en utilisant les données avant la pandémie, avec le chômage comme variable endogène.

Références

- Abou, N. B. & Melesse, F. (2012). Évaluation du PIB potentiel et de l'écart de production de l'UEMOA. *Études et Recherches, BCEAO*, N0 DER/12/04.
- Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2018). The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment. *American Economic Review*, 108(6), pp 1488–1542.
- Adanu, K. (2005). A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. *Applied Economics*, 37(5), pp 561–570.
- Balibwanabo, A. M. & Tedika, O. K. (2011). Loi d'Okun en République Démocratique du Congo: évidences empiriques. *Revue congolaise d'économie*, 6(1), pp 19-41.
- Ball, L., Jalles, J. T., & Loungani, P. (2015). Do forecasters believe in Okun's Law? An assessment of unemployment and output forecasts. *International Journal of Forecasting*, 31(1), pp 176–184.
- Ball, L., Leigh, D., & Loungani, P. (2017). Okun's law: Fit at 50? *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(7), pp 1413–1441.
- Bankole, A. S., & Fatai, B. O. (2013). Empirical Test of Okun's Law in Nigeria. *International Journal of Economic Practices and Theories*, 3(3), pp 2247–7225.
- Barreto, H. & Howland, F. (1993). There Are Two Okun's Law Relationships between Output and Unemployment. *Wabash College Working Paper*.
- Beaton, K. (2010). Time Variation in Okun's Law: A Canada and U.S. Comparison, *Staff Working Papers 2010-7, Bank of Canada*.
- Bergholt, D., Furlanetto, F., & Maffei-Faccioli, N. (2022). The decline of the labor share: new empirical evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(3), pp 163-198.
- Beveridge, W. (1944). *Full Employment in a Free Society*.
- Beveridge, N. & Nelson, C. R. (1981). A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7(2), pp 151–174.
- Blanchard, O. J. (1989). A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. *The American Economic Review*, 79(5), pp 1146-1164.
- Blanchard, O. J. & Fischer, S. (1989). *Lectures on Macroeconomics* (Cambridge: MIT Press).
- Blanchard, O. J. & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4), pp 655–673.

- Blinder, A (1997). Is There a Core of Practical Macroeconomics that We Should all Believe? *American Economic Review*, 87(2), pp 240–243.
- Blinder, A. S., (1997). A Core of Macroeconomic Beliefs? *Challenge*, 40(4), pp 36-44.
- Boda et Považanová (2015). Gender asymmetry in Okun's law in the four PIGS countries. *Procedia Economics and Finance*, 30, pp 111–123.
- Burns, A. F. & Mitchell, W. C. (1946). Measuring business cycles. *NBER Books from National Bureau of Economic Research*.
- Castro & Fernández (2007). The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004 - Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31(2), pp 289-297.
- Cazes, S., Verick, S. & Al-Hussami, F. (2011). Diverging trends in unemployment in the United States and Europe: evidence from Okun's law and the global financial crisis. *ILO Working Papers*, International Labour Organization.
- Chang, Y. & Schorfheide, F. (2003). Labor-supply shifts and economic fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 50(8), pp 1751–1768.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y. & Ulate, M. (2018). The cyclical sensitivity in estimates of potential output. *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Cuaresma, J. C. (2003). Okun's Law Revisited. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Department of Economics, University of Oxford*, 65(4), pp 439-451.
- Daly, M. C., Fernald, J. G., Jordà, O., & Nechio, F. (2014a). Interpreting deviations from Okun's Law. *FRBSF Economic Letter*.
- Daly, M. C., & Hobijn, B. (2010). Okun's Law and the Unemployment Surprise of 2009. *FRB SF Economic Letter 2010-07*.
- de Masi, P. R. (1997). IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice. *IMF Working Paper*, December.
- Diop, P.L. (2000). Estimation de la production potentielle de l'UEMOA. *Études et Recherches, BCEAO*, Août-Sept, n°506.
- Dinu, M., Marinas, M.-C., Socol, C. & Socol, A.-G. Testing of the Okun's law in Romania. *Economic Computation & Economic Cybernetics Studies & Research*, 1(1).
- Dritsaki, C., & Dritsakis, N. (2009). Okun's Coefficient for Four Mediterranean Member Countries of EU: An Empirical Study. *International Journal of Business and Management*, 4(5), pp 18-26.
- Edge, R., Kiley, M. & LaForte, J.P. (2007). Natural Rate Measures in an Estimated DSGE Model of the U.S. Economy. *Finance and Economics Discussion Series*, 2007-08.

- Evans, G (1989a), Output and Unemployment Dynamics in the United States: 1050 - 1985, *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp 213-237.
- Foroni, C., Furlanetto, F., & Lepetit, A. (2018). Labor supply factors and economic fluctuations. *International Economic Review*, 59(3), pp 1491–1510.
- Foroni, C. & Furlanetto, F. (2022), Explaining deviations from okun's law'. *Working Paper*.
- Fouquau, J. (2008). Threshold effects in Okun's law: a panel data analysis. *Economics Bulletin*, 5(33), pp. 1-14.
- Freeman, D. (2001). Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries. *Economic Inquiry, Western Economic Association International*, 39(4), pp 511–523.
- Freyssinet, J. (2000). Plein emploi, droit au travail, emploi convenable. *Revue de l'IRES*, n° 34, pp 27-58.
- Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., & Van Den Noord, P. (1995). Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 152.
- Gordon, R (1984). Unemployment and Potential Output in the 1980s, *Brookings Papers on Economic Activity*, 15(2), pp 537-568.
- Gordon, R. J. (2010), Okun's law and productivity innovations. *American Economic Review*, 100(2), pp 11–15.
- Harris, R., & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics bulletin*, 5(2), pp 1-13.
- Harvey, A. C. (1989). Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter. *Cambridge University Press*.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, pp 1–16.
- Huang, H.-C. & Chang, Y.-K. (2005). Investigating Okun's Law by the Structural Break with Threshold Approach: Evidence from Canada. *Manchester School, University of Manchester*, 73(5), pp 599-611.
- Huang, H.-C. & Lin, S.-C. (2008), Smooth-time-varying Okun's coefficients. *Economic Modelling*, 25(2), pp 363-375.
- Kahn, R. F. (1976). Unemployment as Seen by the Keynesians. In: Worswick, G.D.N., Ed., *The Concept and Measurement Involuntary Unemployment*, George Allen and Unwin, Ltd, London, pp. 19-34.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*.
- Kitov, I. (2011). Okun's Law Revisited: Is There Structural Unemployment in Developed Countries? *SSRN Electronic Journal*, 40, pp 1-11.

- Knotek II, E. (2007). How useful is Okun's law. *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 4, pp 73-103.
- Koop, G. & Tobias, J. L. (2006). Semiparametric Bayesian inference in smooth coefficient models. *Journal of Econometrics*, 134(1), pp 283-315.
- Kreishan, F. (2011). Economic Growth and Unemployment: An Empirical Analysis. *Journal of Social Sciences*, 7(2), pp 228-231.
- Kuttner, K. (1994). Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), pp 361-368.
- Hamada, K. & Kurosaka, Y. (1984). The Relationship between Production and Unemployment in Japan: Okun's Law in Comparative Perspective. *European Economic Review*, 25(1), pp 71-94.
- Lamzihri, O., & El Kamli, M. (2021). Estimation of Okun's law with the ARDL model. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economic*, (2), pp 680-693.
- Lancaster, D. & Tulip, P. (2015). Okun's Law and Potential Output. *RBA Research Discussion Paper*, No 2015-14.
- Laxton, D., & R. Tetlow (1992). A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output. *Banque du Canada, Rapport technique no 59*.
- Lee, J. (2000). The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*, 22, pp 331-56.
- Loría, E. & de Jesús, L. (2011). The robustness of Okun's law: evidence from Mexico: a quarterly validation, 1985.1 – 2006.4. In: *Market liberalism, growth, and economic development in Latin America*. London, Routledge, pp 264-276.
- Mankiw, N. G. (2012). *Principles of Macroeconomics*, 6th ed. New York, NY: Thomson Nelson.
- Marinkov, M. & Geldenhuys, J.-P. (2007). Cyclical unemployment and cyclical output: an estimation of Okun's coefficient for South Africa. *South African Journal of Economics, Economic Society of South Africa*, 75(3), pp 373-390.
- Meyer, B. et Tasci, M. (2012). An unstable Okun's law, not the best rule of thumb. *Economic Commentary, Federal Reserve Bank of Cleveland*.
- Mishkin, F. S. (2007). Estimating Potential Output. *Speech at the Conference on Price Measurement for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Dallas, Dallas, Texas*.
- Moosa, I. A. (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24, pp 335–356.
- Moosa, I. A. (1999). Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: A structural time series approach. *International Review of Economics and Finance*, 8(3), pp 293-304.

- Moosa, I. A. (2008). Economic growth and unemployment in Arab countries: Is Okun's law valid? *Journal of Development and Economic Policies*, 10, pp. 5-24.
- Mujitapha, D., Othman, N., Hewage, R. S., Pyeman, J. & Samah, K. A. (2023). A Verification of Okun's Law: The Case of Southeast Asian Countries. *Information Management and Business Review*. 15(1), pp 54-65.
- Neiss, K & Nelson, E. (2005). Inflation dynamics, marginal cost, and the output gap: Evidence from three countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), pp 1019-1045.
- Okun, A. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section of the American Statistical Association*, pp 98–104.
- Okun, A. (1970). *The political economy of prosperity*. New York: Norton.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), pp 1361-1401.
- Perron, P. (1990). Testing for the Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(2), pp 153-162.
- Pierdzioch, C., Rülke, J-C., & Stadtmann, G. (2011), “Do Professional Economists’ Forecasts Reflect Okun’s Law? Some Evidence for the G7 Countries. *Applied Economics*, 43(11), pp 1365–1373.
- Plosser, C. & Schwert, W. (1979). Potential GNP: Its measurement and Significance: A Dissenting Opinion. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Supplement to the Journal of Monetary Economics)*, 10, pp 179-186.
- Prachowny, M. F. J. (1993). Okun's law: theoretical foundations and revised estimates. *The Review of Economics and Statistics*, 75, pp 331–336.
- Rennison, A. (2003). Comparing Alternative Output-Gap Estimators: A Monte Carlo Approach. *Staff Working Paper 2003-8, Bank of Canada*.
- Romer, D. (2012). *Advanced Macroeconomics*, Fourth Edition, The McGraw-Hill.
- Shapiro, M. D. & Watson, M. W. (1988). Sources of business cycle fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual*, 3, pp 111–148.
- Silvapulle, P., Moosa, I. A. & Silvapulle, M. J. (2004). Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics*, 37(2), pp 353-374.
- Soëgner, L. & Stiassny, A. (2002). An analysis on the structural stability of Okun's law- a cross-country study. *Applied Economics*, 14, pp 1775-1785.
- Soylu, Ö. B., Çakmak, İ., & Okur, F. (2018). Economic Growth and Unemployment Issue: Panel Data Analysis in Eastern European Countries. *Journal of International Studies*, 11(1), pp 93-107.

Staiger, D., Stock, J. H. & Watson, M.W. (1997). How precise are estimates of the natural rate of unemployment? In: *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, NBER National Bureau of Economic Research, pp 195-246.

St-Arnaud, C. (2004). Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel pour le Royaume-Uni. *Document de travail 2004-46 de la Banque du Canada*.

St-Amant, P., & van Norden, S. (1997). Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada. *Banque du Canada, Rapport technique no 79*.

Stephan, G. (2015). La déformation de la loi d'Okun au cours du cycle économique. *Thèse de doctorat, Faculté des Sciences Économiques, Université de Rennes 1*.

Ting, N. Y. & Ling, L. S. (2011). Okun's law in Malaysia: An autoregressive distributed lag (ARDL) approach with Hodrick–Prescott (HP) filter. *Journal of Global Business and Economics*, 2(1), pp 95-103.

Tavera, C. Perman, R. & Stephan, G (2016). Quelle est la valeur du coefficient d'Okun ? Une analyse de type méta-régression. *Studia Oeconomica Posnaniensia*, 4(3), pp 107-136.

Villaverde, J., & Maza, A. (2009). The robustness of Okun's law in Spain, 1980-2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31(2), pp 289–297.

Weber, C. E. (1993). Non-stationarity in post-war U.S. unemployment rates and changing natural rates of unemployment. *Unpublished working paper*, Seattle university.

Weber, C. E. (1995). Cyclical and output, cyclical unemployment: A New Approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4), pp 433-445.

Zagler (2003). A Vector Correction Model of Economic Growth and Unemployment in Major European Countries and an Analysis of Okun's Law. *Applied Econometrics and International Development*, 3(3).

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

Annexe

Tableaux et figures

Tableau 1.1 : Test de stationnarité des variables écart de production et écart de chômage

Les tests de stationnarité ont pour but de vérifier si la série chronologique sous étude est stationnaire, c'est-à-dire si les propriétés statistiques telles que la moyenne, la variance et l'autocorrélation de la série demeurent stables au fil du temps. Deux tests sont utilisés ici : le test de Dickey Fuller augmenté (ADF en anglais) et le test de KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin). Le test ADF teste l'existence d'une racine unitaire indiquant une non-stationnarité de la série. Le test KPSS teste directement la stationnarité de la série. L'échantillon sous étude est constitué du PIB réel et du taux de chômage de l'économie américaine du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024.

	Écart de production		Écart de chômage	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
Statistique-t	-7.948777	0.012731	-6.712220	0.012590

Tableau 1.2 : Test de stationnarité des variables écart de production et écart de chômage (avant la Covid 19)

L'échantillon sous étude est constitué du PIB réel et du taux de chômage avant la pandémie de la Covid 19 de l'économie américaine. Il couvre la période allant du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019.

	Écart de production		Écart de chômage	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
Statistique-t	-8.316333	0.013517	-8.632108	0.013658

Tableau 1.3 : Estimation du coefficient d'Okun avec le scénario I

Dans le scénario I, le coefficient d'Okun a été estimé par le modèle « gap » de la relation d'Okun pour l'économie américaine, en régressant l'écart de production (variable endogène) sur l'écart de chômage. Les données entières couvrent la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, alors que les données avant la Covid 19 s'étalent du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019.

	Données entières	Données avant Covid 19
Coefficient	-0.014532	-0.017435
Statistique-t	-28.02476	-30.25409
R ²	0.721606	0.761927

Tableau 2.1 : Test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) des variables écart de production et écart de chômage en différences premières

Dans ce scénario, il s'agit du test par le modèle en « différences premières » de la relation d'Okun pour l'économie américaine est testé, en vérifiant s'il y a une influence du taux chômage sur le PIB réel. Le test ADF teste l'existence d'une racine unitaire indiquant une non-stationnarité de la série. L'échantillon sous étude dans le scénario II est constitué du PIB réel et du taux de chômage de l'économie américaine. Les données entières couvrent la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, alors que les données avant la Covid 19 s'étalent du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019.

	Données entières		Données avant Covid 19	
	Écart de production en différences premières (ΔY)	Écart de chômage en différences premières (ΔU)	Écart de production en différences premières (ΔY)	Écart de chômage en différences premières (ΔU)
Statistique-t	-7.139345	-17.14464	-5.600039	-7.776078

Tableau 2.2 : Test de KPSS des variables écart de production et écart de chômage en différences premières

Dans ce scénario II, l'échantillon de données est constitué du PIB réel et du taux de chômage de l'économie américaine. Les données entières couvrent la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, alors que les données avant la Covid 19 s'étalent du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019. Le test KPSS teste directement la stationnarité de la série. La série (ΔU_t) est stationnaire avec ou sans tendance, alors que la série (ΔY_t) l'est en tendance, avec un seuil de significativité considéré de 5%. Nous en déduisons que les séries (ΔY_t) et (ΔU_t) sont stationnaires en tendance dans ce scénario.

	Données entières		Données avant Covid 19	
	Écart de production en différences premières (ΔY)	Écart de chômage en différences premières (ΔU)	Écart de production en différences premières (ΔY)	Écart de chômage en différences premières (ΔU)
Statistique-t	0.522838	0.049551	0.802904	0.080889
Statistique-t (avec tendance)	0.025218	0.019364	0.025234	0.030003

Tableau 2.3 : Estimation du coefficient d'Okun avec le scénario II

Dans le scénario II, le coefficient d'Okun a été estimé par le modèle en « différences premières » de la relation d'Okun pour l'économie américaine, en régressant l'écart de production (variable endogène) sur l'écart de chômage. Les données entières couvrent la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, alors que les données avant la Covid 19 s'étalent du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019.

	Données entières	Données avant Covid 19
Coefficient	-0.012117	-0.016609
Statistique-t	-20.25817	-15.76114
R ²	0.576077	0.465705

Tableau 3.1 : Estimation du coefficient d'Okun avec le scénario III

Dans le scénario III, le coefficient d'Okun a été estimé par le modèle « gap » de la relation d'Okun pour l'économie américaine, en régressant l'écart de chômage (variable endogène) sur l'écart de production, contrairement au scénario I. Les données entières couvrent la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, alors que les données avant la Covid 19 s'étalent du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019.

	Données entières	Données avant Covid 19
Coefficient	-49.65688	-43.70020
Statistique-t	-28.02476	-30.25409
R ²	0.721606	0.761927

Tableau 4.1 : Estimation du coefficient d'Okun avec le scénario IV

Dans le scénario IV, le coefficient d'Okun a été estimé par le modèle « différences premières » de la relation d'Okun pour l'économie américaine, en régressant l'écart de chômage (variable endogène) sur l'écart de production. Les données entières couvrent la période allant du premier trimestre 1948 au premier trimestre 2024, alors que les données avant la Covid 19 s'étalent du premier trimestre 1948 au dernier trimestre 2019.

	Données entières	Données avant Covid 19
Coefficient	-47.54387	-28.03984
Statistique-t	-20.25817	-15.76114
R ²	0.576077	0.465705

Figure 1.1 : Graphe du PIB potentiel avec le filtre HP

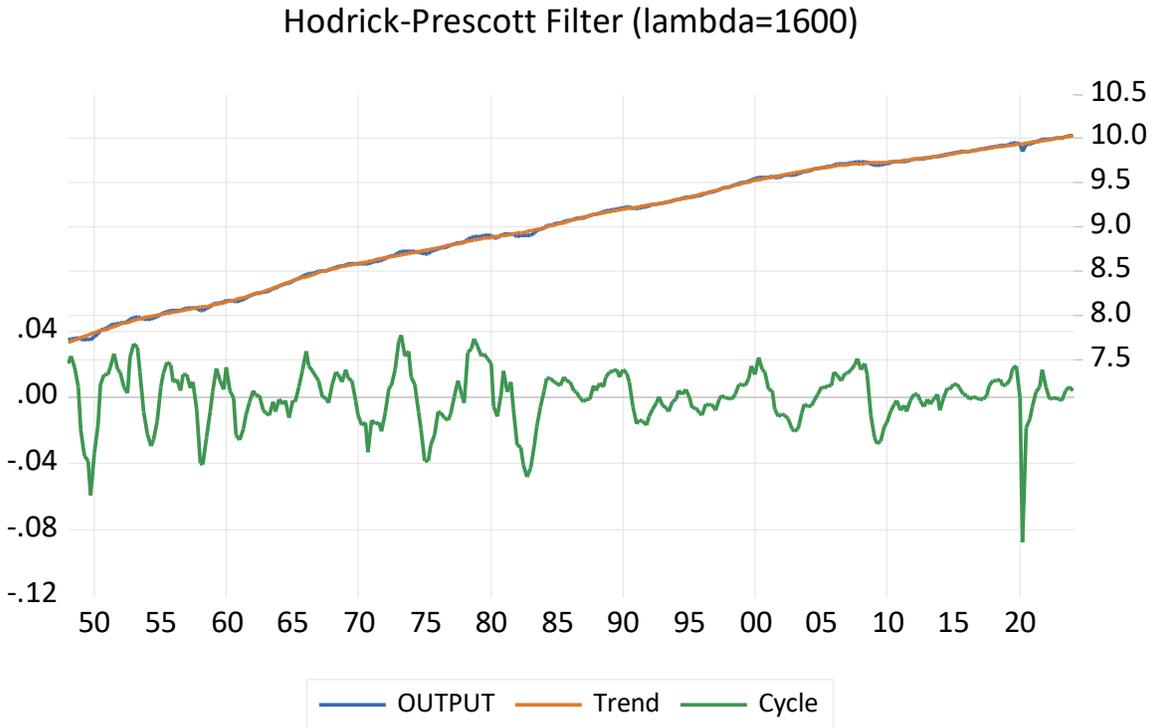


Figure 1.2 : Graphe du taux de chômage naturel avec le filtre HP

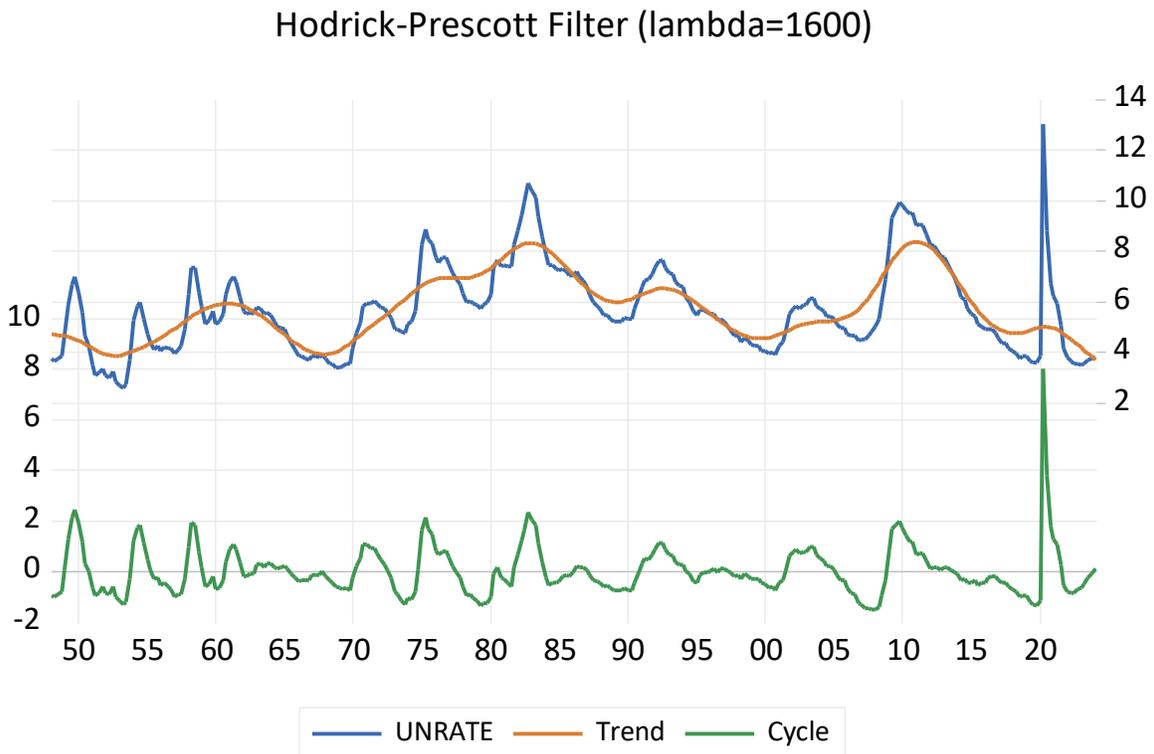


Figure 1.3 : Courbe d'évolution de l'écart de production

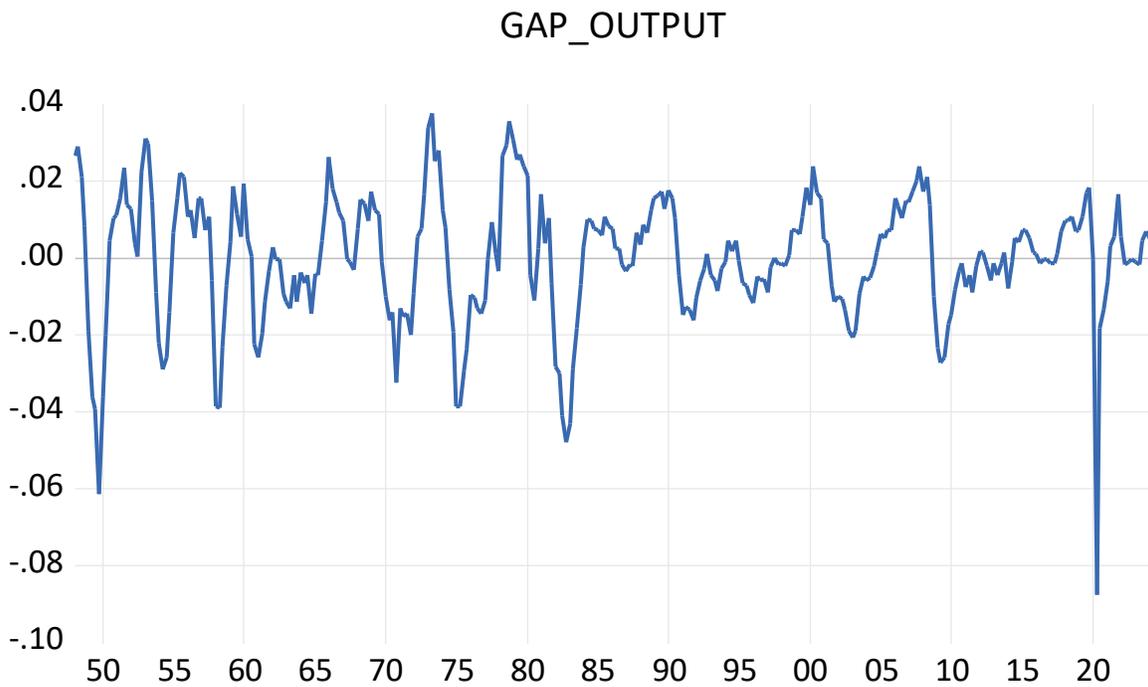


Figure 1.4 : Courbe d'évolution de l'écart de chômage

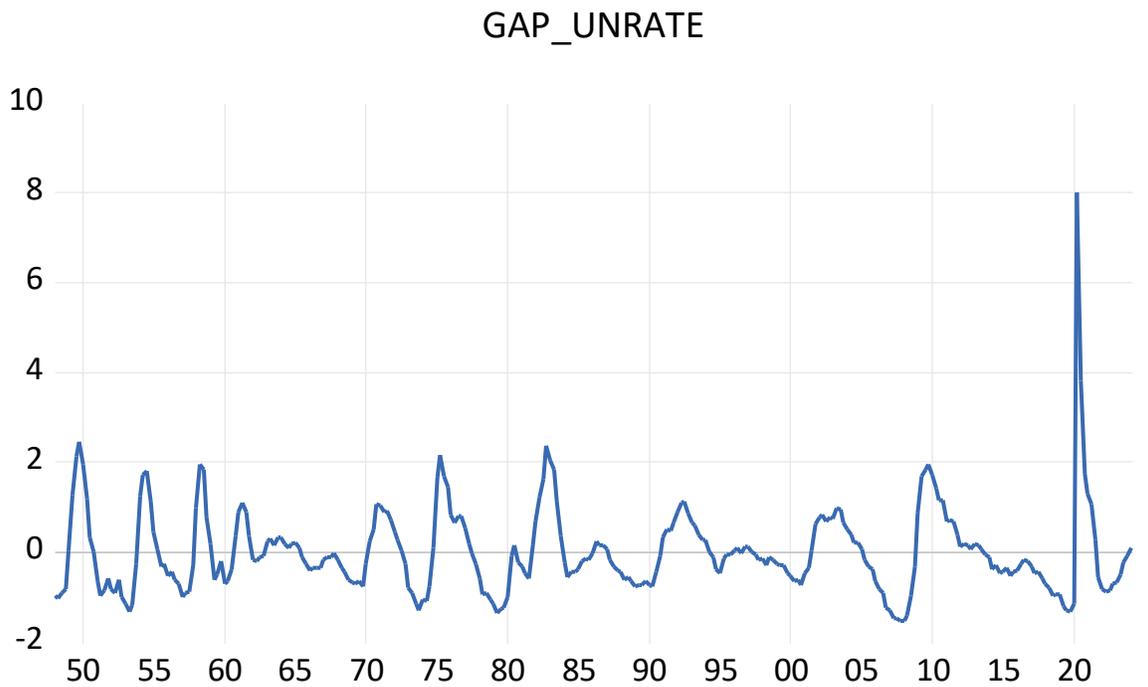


Figure 1.5 : Courbes d'évolution de l'écart de chômage et de l'écart de production

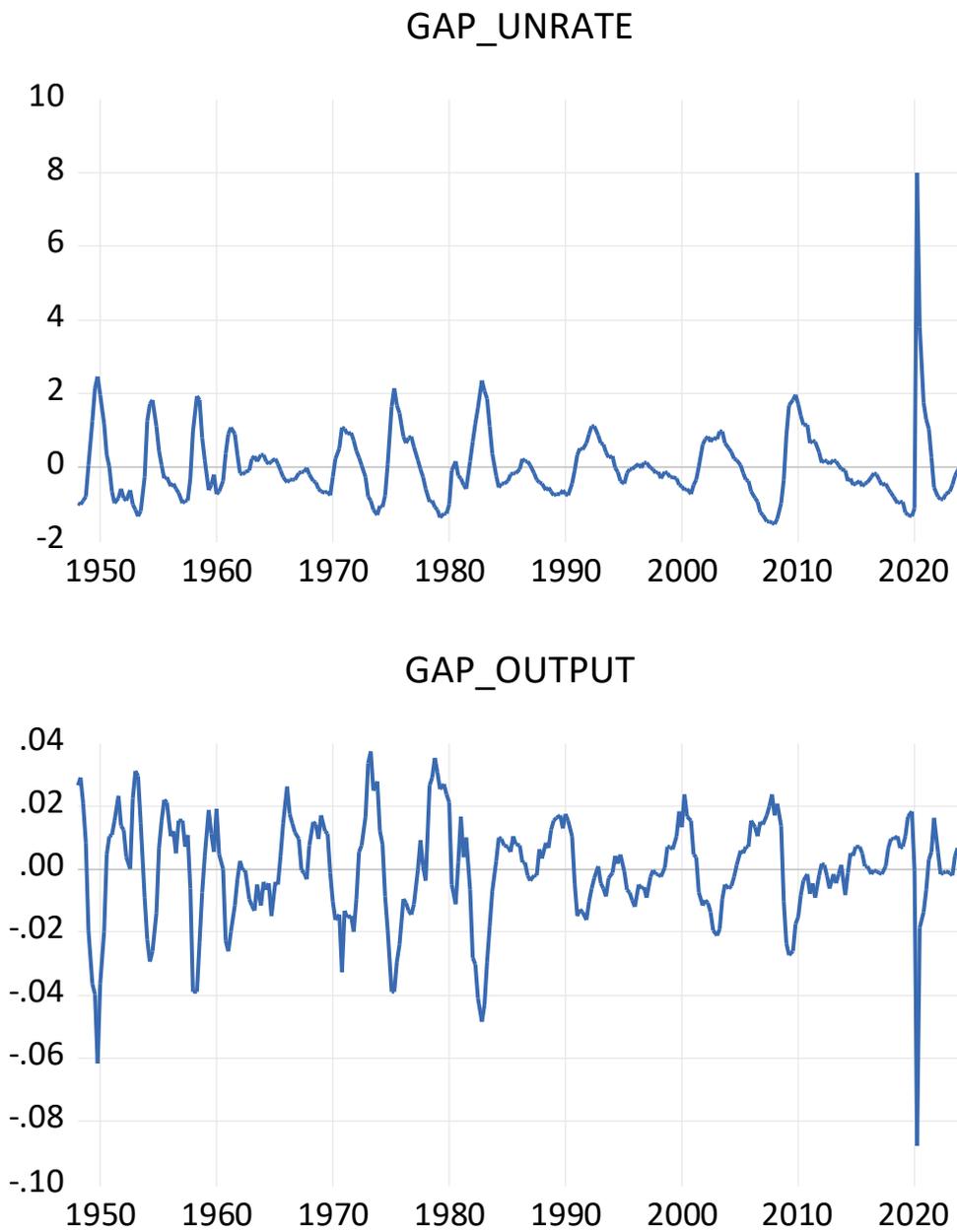


Figure 1.6 : Nuage de points (écart de production en fonction de l'écart de chômage)

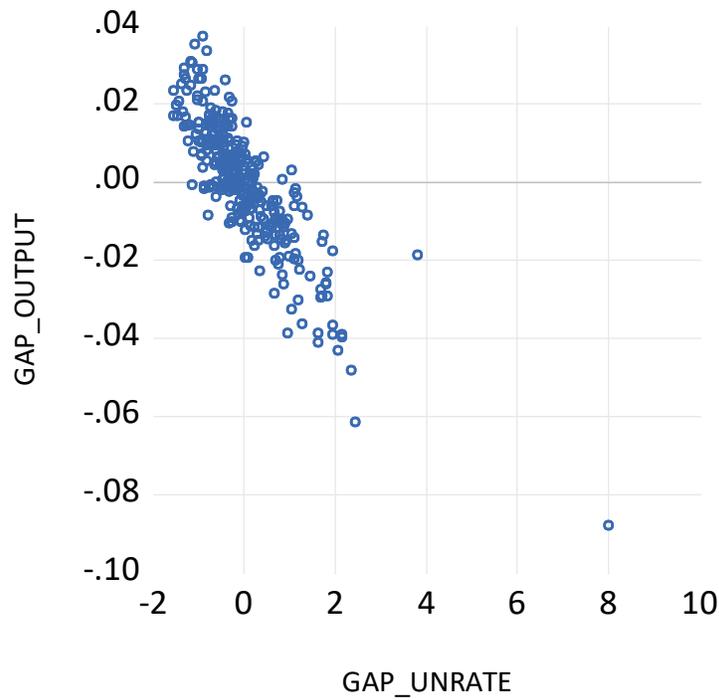


Figure 1.7 : Graphe du PIB potentiel avec le filtre HP avant Covid 19

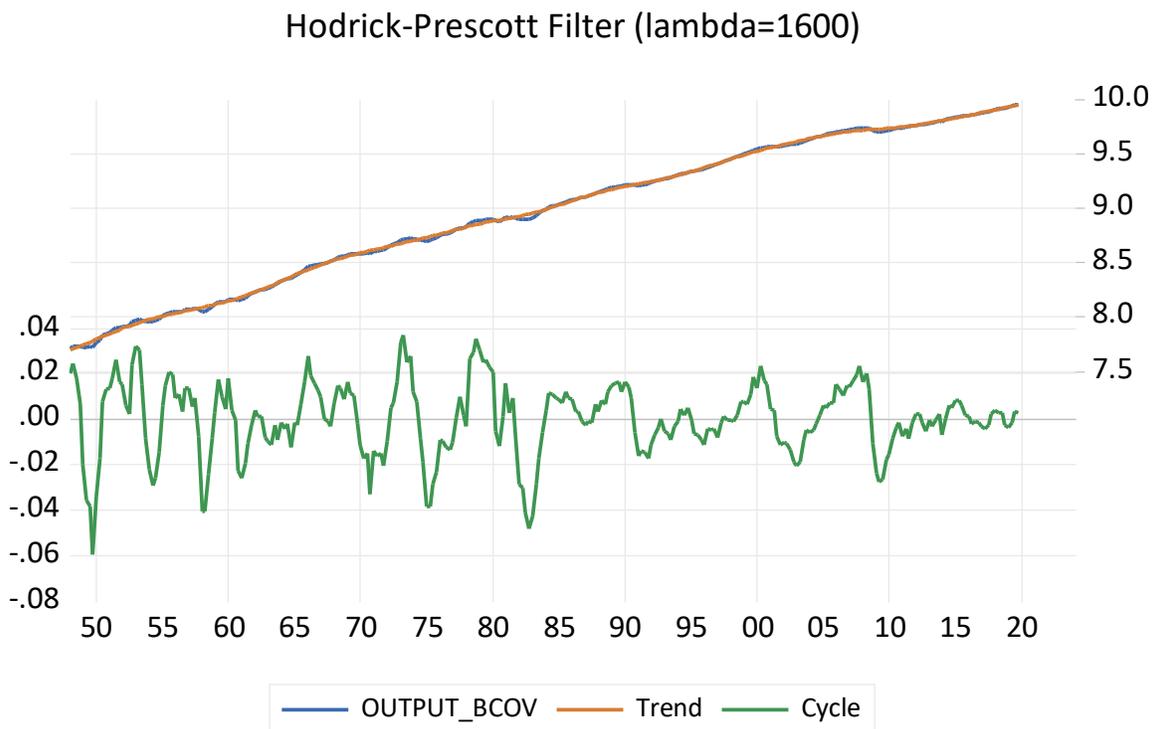


Figure 1.8 : Graphe du taux de chômage naturel avec le filtre HP avant Covid 19

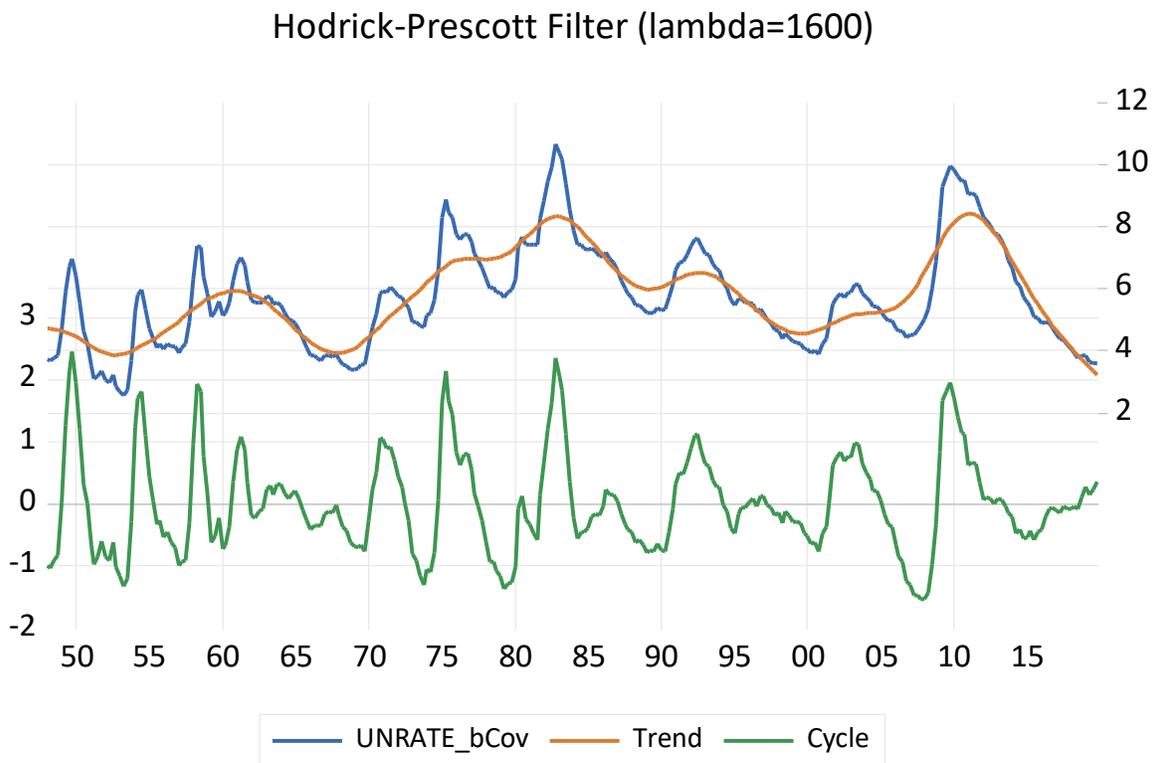


Figure 1.9 : Graphe de l'écart de production avant Covid 19

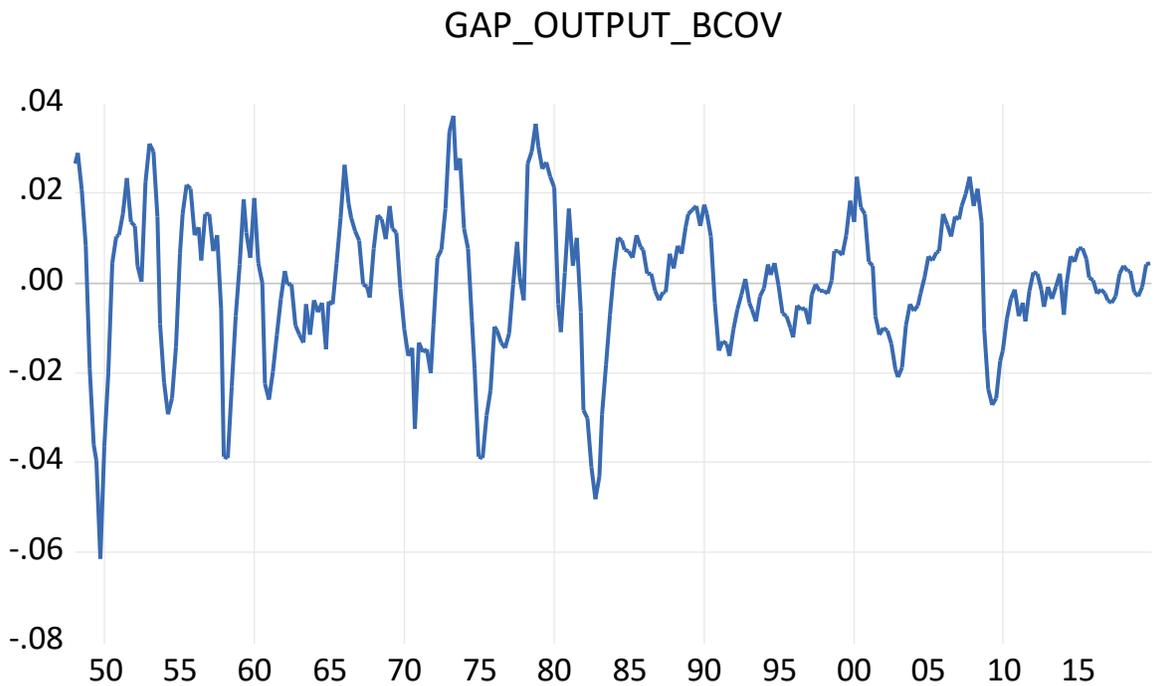


Figure 1.10 : Graphe de l'écart de chômage avant Covid 19

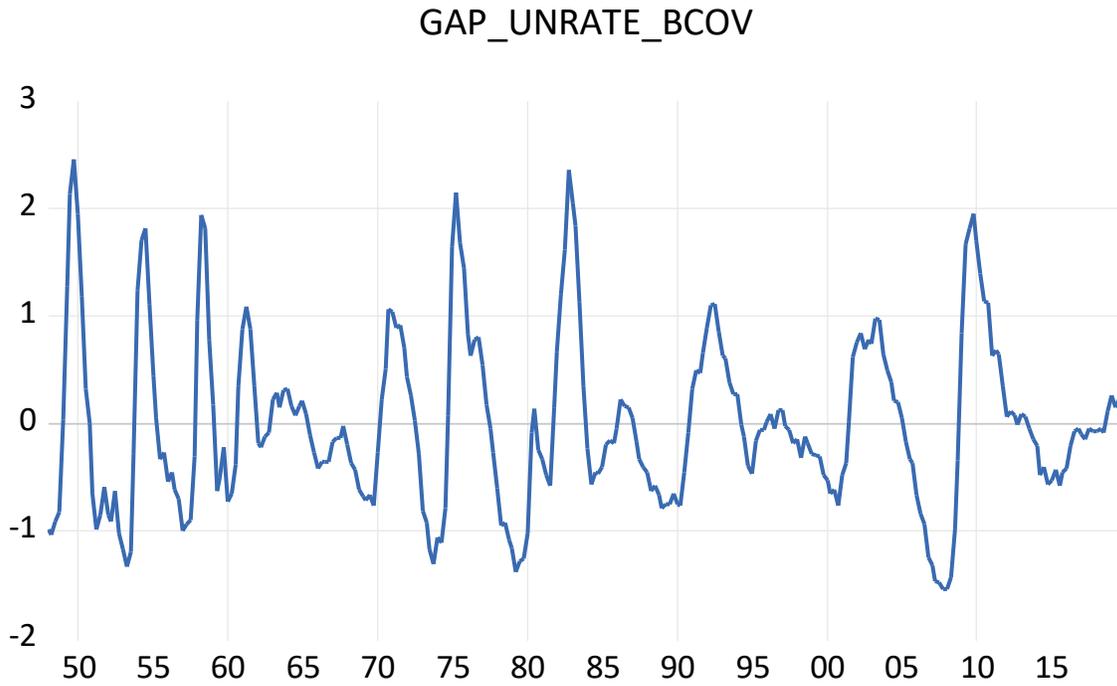
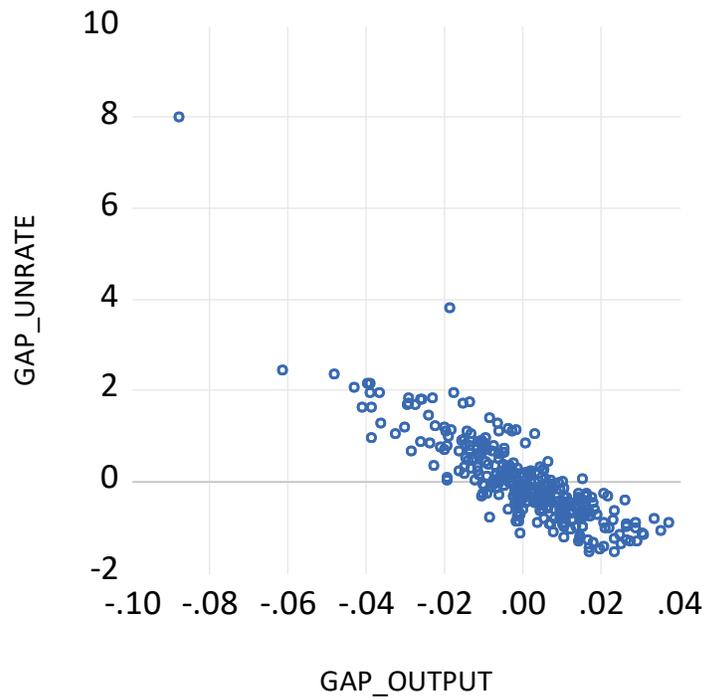


Figure 3.6 : Nuage de points (écart de chômage en fonction de l'écart de production)



Liste non exhaustive d'études à travers le monde qui ont testé la relation d'Okun

La relation d'Okun a été testée à travers le monde. Certaines des études se sont focalisées sur un seul pays, tels qu'entre autres Hamada et Kurosaka (1984) sur le Japon, Weber (1995), Knotek II (2007), Daly et al. (2014) sur les États-Unis, Marinkov et Geldenhuys (2007) sur l'Afrique du Sud, Villaverde et Maza (2009) sur l'Espagne, Loría et de Jesus (2007) sur le Mexique, Ting et Ling (2011) sur la Malaisie, Dinu et al. (2011) sur la Roumanie, Kreishan (2011) sur la Jordanie, Balibwanabo et Tedika (2011) sur la République démocratique du Congo, Bankole et Fatai (2013) sur le Nigeria, Lancaster et Tulip (2015) sur l'Australie.

D'autres auteurs ont testé la relation d'Okun sous un angle régional. Nous pouvons citer entre autres : Moosa (1997) et Pierdzioch et al. (2009) sur les pays du G7, Freeman (2001) sur 10 pays industrialisés, Harris et Silverstone (2001) sur 7 pays de l'OCDE, Soègner et Stiassny (2002) sur 15 pays de l'OCDE et Ball et al. (2017) sur 20 pays de l'OCDE, Adanu (2005) sur les dix provinces canadiennes, Lamzihri et El Kamli (2021) sur la France, l'Italie, l'Espagne, l'Afrique du Sud, le Maroc, l'Égypte et la Tunisie, Dritsaki et Dritsakis (2009) sur 4 pays méditerranéens de l'Europe, Soylu et al. (2018) sur des pays d'Europe de l'Est, Foroni et Furlanetto (2022) sur les États-Unis et les pays de la Zone Euro, Mujitapha et al. (2023) sur des pays d'Asie du Sud-Est.