

Christophe Tavera^(a), Roger Perman^(b), Gaëtan Stephan^(c)

(a) CREM, CNRS – Université de Rennes 1

(b) Department of Economics, University of Strathclyde

(c) Direction Générale du Trésor

Auteur correspondant : Christophe Tavera, Christophe.tavera@univ-rennes1.fr

QUELLE EST LA VALEUR DU COEFFICIENT D'OKUN ?

UNE ANALYSE DE TYPE META-REGRESSION

Résumé : A partir d'un échantillon composé de 522 estimateurs du coefficient d'Okun, nous effectuons une méta régression pour analyser les origines des différences entre les valeurs estimées et publiées de ce coefficient. L'analyse révèle la présence de biais de sélection de type I et de type II dans l'échantillon. Après prise en compte de ces biais, nous obtenons un intervalle de confiance à 95% pour le véritable coefficient d'Okun compris entre une valeur minimale de -0.40 et une valeur maximale de -0.12. L'analyse multivariée révèle ensuite 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. Par contre les coefficients d'Okun estimés 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.

Mots-Clefs : Macro-économie, Taux de chômage, Loi d'Okun, Méta-régression,

Codes JEL : E24, C49

HETEROGENITY OF OKUN'S LAW COEFFICIENTS: REVISITING THE UNEMPLOYMENT-OUTPUT RELATIONSHIP WITH A META-ANALYSIS

Summary : We select a sample of 522 estimates of the Okun's Law coefficient from the literature to uncover the reasons for the differences in empirical results across studies and to estimate the 'true' OLC with a meta-regression methodology. We show that there is evidence of both type I and type II bias among the retained papers. Taking into account those biases then evaluating the 95% confidence intervals of the true effects estimated with various methodologies, we find that the estimated true OLC vary between a minimum value of -0.40 and a maximal value of -0.12. Moreover, the estimated OLCs are significantly larger (in absolute value) with models using regional data or a linear time trend filtering procedure. At

the opposite, we find that lower absolute values of the OLC are obtained with models using quarterly (or semestrial) data bases, or data for developing countries, or non-linear models.

Keywords : Macroeconomics, Unemployment rate, Okun's Law, Metaregression

1 INTRODUCTION

Depuis les travaux originaux d'Okun (1962) dans lesquels une augmentation du PIB réel de 3% est associée avec une réduction du taux de chômage de 1 point de pourcentage, de nombreux travaux ont réexaminé la loi d'Okun et la réaction du taux de chômage à la suite des variations du PIB. Le coefficient de la loi d'Okun (que nous notons CLO par la suite) continue, à l'heure actuelle, d'être un paramètre clef de l'analyse macroéconomique conjoncturelle et un thème attractif pour de nombreux travaux économétriques.

A ce jour, cependant, aucun consensus réel ne semble se dégager quant à la valeur exacte du CLO. Si l'analyse théorique du lien entre les variations de l'output et du taux de chômage justifie l'existence d'un seul type de relation d'Okun, les études empiriques utilisent généralement des cadres économétriques et des méthodes statistiques relativement différentes, de sorte que les estimateurs obtenus du CLO sont parfois très sensibles aux stratégies de modélisation et d'estimation retenues.

Les principales différences dans la spécification des modèles sont liées aux choix entre un modèle statique ou un modèle dynamique et au choix entre un modèle d'Okun exprimé en différences premières (ce sont alors les variations du PIB et du taux de chômage qui sont modélisées) ou en écart par rapport à la tendance (la relation porte alors sur d'une part l'écart entre le PIB et le PIB potentiel et d'autre part l'écart entre le taux de chômage et le taux de chômage naturel). Dans le cas des modélisations en écart par rapport à la tendance, les résultats empiriques peuvent de plus être sensibles aux choix de la méthode retenue pour évaluer les niveaux du PIB potentiel et du taux de chômage naturel (méthodes de type trend déterministe, filtres de type Hodrick-Prescott, etc.). De plus, certaines publications plus récentes ont proposé des ré-estimations de la loi d'Okun à partir de modélisations non linéaires (de type modèles à seuils, modèles de Markov, etc.) qui permettent d'évaluer le coefficient d'Okun dans les différentes phases du cycle des affaires.

Malgré la diversité des résultats empiriques et des méthodes économétriques proposées dans la littérature, il ne semble pas exister, à ce jour, de survey relativement exhaustif des valeurs estimées pour le coefficient d'Okun. Or la variance des méthodes et des résultats rend délicate et difficile la sélection d'une valeur particulière du CLO pour la réalisation d'analyses appliquées des fluctuations macroéconomiques conjoncturelles.

De plus, comme le suggèrent De Long et Lan (1992), des biais de publication peuvent être présents dans les publications de travaux économétriques et quantitatifs. Cette remarque s'applique donc particulièrement aux cas des analyses empiriques de la loi d'Okun.

Ce type de biais apparaît lorsque le processus de publication sélectionne plutôt des travaux exhibant des résultats empiriques significatifs. Les résultats statistiques significatifs auront donc tendance à être sur représentés dans la littérature alors que les travaux affichant des résultats faiblement ou moyennement significatifs seront sous représentés voire non publiés.

En présence de biais de publication, la moyenne des coefficients d'Okun présentés dans les articles empiriques est vraisemblablement biaisée à la hausse (Stanley 2005). Sans évaluation de la taille de ce biais et sans correction du biais, il est donc impossible de se baser sur une statistique (telle que le moyenne) permettant de résumer les valeurs estimées dans la littérature et présentées comme des estimations représentatives du véritable coefficient d'Okun sous-jacent dans la population.

Plusieurs économistes ont déjà eu recours à l'utilisation de la technique de la méta-régression afin de tester la présence éventuelle de biais de publication et éventuellement de les corriger ou d'amoinrir leur taille (Stanley and Jarrel, 1989). C'est précisément l'objectif de ce papier.

Nous proposons d'effectuer une analyse de type méta-régression afin d'évaluer si la diversité des valeurs empiriques du CLO exposées dans la littérature peut être (au moins partiellement) expliquée par la présence de tels biais de publication.

La technique de la méta analyse¹ a été initialement développée dans le domaine des études de santé avant d'être adaptée à d'autres domaines tels que l'économie où les bases de données ne sont pas générées à partir d'expérimentations. On peut citer les exemples suivants d'analyses de méta-régression appliquées aux sciences économiques : Card and Krueger, 1995 (sur l'effet

¹ Les analyses en sciences économiques n'utilisent pas, sauf exception, des données générées à partir d'expériences contrôlées. La méta-analyse est donc mise en place dans ce domaine avec une approche différente de celle retenue dans le domaine des études médicales. Stanley and Jarrell (1989) ont donc proposé de parler dans ce cas de méta –régression plutôt que de méta-analyse puisque les données utilisées sont la plupart du temps obtenues à partir d'études économétriques de type régression.

du salaire minimum), Abreu, De Groot, and Florax, 2005 (sur le coefficient de beta-convergence), Melo, Graham, and Noland, 2009 (sur les effets des agglomérations urbaines sur la productivité), Stanley 2005 (sur le niveau du taux naturel de chômage). Etant donné que le CLO constitue un paramètre central dans l'analyse des effets des fluctuations de l'activité sur le taux de chômage, il nous paraît particulièrement important de tester la présence d'une valeur fondamentale sous-jacente de ce paramètre après avoir éliminé les biais de publication potentiels. Nous réaliserons ensuite une analyse de type méta-régression multivariée incorporant une batterie de variables indicatrices afin de déterminer l'influence sur la variance des valeurs publiées des coefficients d'Okun des caractéristiques des données utilisées et des caractéristiques des spécifications économétriques retenues.

Nos principaux résultats peuvent être résumés comme suit. Tout d'abord, les tests révèlent la présence de biais de type I et de type II dans la littérature relative à la valeur empirique du CLO. Deuxièmement, après correction des biais de publication, il semble qu'une valeur fondamentale du CLO soit bien présente dans l'échantillon. Troisièmement, les valeurs du CLO corrigées des biais sont significativement plus grandes lorsque i) les modélisations utilisent des données régionales, ii) les modélisations sont basées sur des équations d'Okun faisant intervenir les écarts du PIB et du taux de chômage en écart par rapport à leur valeur d'équilibre avec des valeurs d'équilibre (output potentiel et taux de chômage naturel) calculées à l'aide de trends déterministes. Par contre, les valeurs corrigées des biais sont systématiquement plus faibles (en valeur absolue) dans les travaux utilisant des données trimestrielles ou semestrielles, des modélisations non linéaires ou des bases de données centrées sur des pays hors zone OCDE. En retenant un intervalle à 95%, la borne inférieure de la valeur fondamentale sous-jacente du CLO peut être évaluée à -0.40 avec la méthode de la méta régression multivariée alors que la borne supérieure est obtenue avec l'estimateur IRLS appliqué au modèle FAT bivarié et est égale à -0.12.

Le papier est structuré comme suit. La section 2 présente rapidement les caractéristiques essentielles des travaux empiriques sur le CLO. La section 3 décrit la méthode d'échantillonnage retenue pour construire la base de données servant ensuite à la méta analyse. La méthode statistique pour la mise en place de la méta-régression est décrite dans la section 4. Dans la section 5, nous testons la présence et nous évaluons la taille des biais de

publication à partir d'analyses graphiques et de tests bivariés. Ces résultats permettent également de fournir une première estimation de la valeur fondamentale sous-jacente du CLO. La section 6 est centrée sur l'analyse de la méta régression multivariée. La section 7 conclut. Notons finalement que dans chaque section et tout au long de l'article nous essayons de suivre le plus fidèlement possible la technique de méta -analyse suggérée par Rosenberger and Rost (2013).

2. CADRE THEORIQUE DE L'ANALYSE

Depuis l'article original d'Okun (1962), la loi d'Okun a été très largement retenue dans la littérature pour représenter la corrélation négative entre les fluctuations de court terme du taux de chômage et du PIB. Plus précisément, Okun présente dans son article de 1962 deux types d'équations reliant les mouvements conjoncturels du taux de chômage à ceux de l'output qui apparaissent fréquemment dans les études macroéconomiques appliquées. De nombreuses publications ont ensuite proposé différentes modifications destinées à améliorer les supports théoriques et/ou la qualité statistique de ces équations.

Un premier groupe de publications concerne deux classes de modèles suggérés par Okun : le modèle dit "en différences premières" et le modèle dit "en écart" (ou modèle "gap").

Le modèle "en différences premières" propose la relation suivante :

$$\Delta u_t = a_0 + a_1 \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

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 ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$). a_0 est un terme constant et a_1 ($a_1 < 0$) mesure l'impact des variations du PIB réel sur les variations du taux de chômage.

Le modèle "gap" propose une spécification alternative qui peut être présentée comme suit :

$$u_t - u_t^* = b_0 + b_1(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (2)$$

où y^* représente le logarithme du PIB potentiel et u^* est le taux naturel de chômage.

Le terme de gauche représente l'écart entre le taux de chômage et son niveau naturel alors que le terme de droite représente l'output gap, c'est à dire l'écart entre le PIB réel (en logarithme) et le PIB réel potentiel (en logarithme également). Les variables de chômage et de PIB considérées en écart par rapport à leur niveau potentiel ou naturel capturent les composantes de fluctuations de l'output et du taux de chômage.

D'un point de vue théorique, cette présentation s'inscrit clairement dans un cadre macroéconomique de type synthèse néoclassique. Sur le plan empirique, la difficulté principale réside dans le fait que les variables y^* et u^* ne sont pas observables et doivent être estimées.

Alors qu'Okun retenait dans son article un taux de chômage naturel à priori fixé à 4% ($u_t^* = 4\%$), plusieurs techniques alternatives ont été mises en avant dans la littérature pour mesurer le taux de chômage naturel et le PIB potentiel. On peut citer, sans chercher à être exhaustif, les méthodes de type déterministe telles que le filtre de Hodrick-Prescott (voir par exemple Marinkov-Geldenuys 2007 ou Moosa 2008) ou le filtre de Baxter-King (voir par exemple Villaverde-Maza 2009), les méthodes de type stochastique telle que la décomposition de Beveridge-Nelson (voir par exemple Lee, 2000) ou la modélisations en composantes non observées suggérée par Harvey (1989) avec utilisation du filtre de Kalman (voir par exemple Moosa 1997, Silvapulle et al. 2004). Notons enfin que certains travaux ont également proposé d'estimer le taux de chômage naturel et le PIB potentiel à l'aide de régressions auxiliaires (voir par exemple Prachowny 1993 ou Marinkov-Geldenuys 2007).

Dans la relation d'Okun, le taux de chômage constitue en fait une proxy variable supposée capturer le niveau des ressources non utilisées dans l'économie. De nombreux travaux ont donc proposé de réexaminer la loi d'Okun à partir de modélisations basées sur une fonction de production reliant l'output 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 de l'output est obtenu lorsque les facteurs sont complètement utilisés, la fonction de production est ensuite transformée pour être réécrite sous la forme d'une loi d'Okun écrite en écart par rapport au niveau potentiel du PIB mais faisant intervenir les écarts de chacun des inputs par rapport à son niveau d'équilibre en tant que variables explicatives. L'écriture correspondante peut être présentée comme suit:

$$y_t - y_t^* = c_0 + c_1(u_t - u_t^*) + c_2(Z_t - Z_t^*) + \varepsilon_t \quad (3)$$

où $(Z_t - Z_t^*)$ est un vecteur contenant les écarts entre la valeur observée de chacun des inputs et sa valeur d'équilibre ou naturelle. Il est par contre important de noter que cette version de la loi d'Okun est ensuite estimée avec le gap de PIB réel comme variable expliquée plutôt que la variation ou l'écart du taux de chômage comme dans les versions "différences premières" ou "en écart" de la loi d'Okun.

La théorie statistique explique clairement les raisons pour lesquelles le coefficient obtenu lorsque la variable X est régressée sur la variable Y n'est pas, en général, égal à l'inverse du coefficient obtenu en régressant la variable Y sur la variable X. Cependant, afin de rendre comparables les coefficients d'Okun estimés avec des modélisations dans lesquelles le chômage est la variable expliquée et les coefficients d'Okun estimés avec des modélisations dans lesquelles le PIB est la variable expliquée, tous les coefficients d'Okun relevés dans la littérature et sélectionnée dans cette étude seront exprimés sous une forme correspondant à l'effet des variations du PIB sur les mouvements du taux de chômage. Les coefficients estimés avec des modélisations dans lesquelles le PIB est la variable expliquée seront donc systématiquement inversés.

Enfin, la littérature propose différentes extensions non linéaires du modèle d'Okun. Ces modélisations sont généralement du type modèle à seuil ou modèle à changement de régime de Markov. La catégorie des modèles à seuils (avec deux régimes), peut être présentée sous la forme suivante :

$$\Delta u_t = a_0 + a_1 I(z_{t-k} \leq \tau) \Delta y_t + a_2 I(z_{t-k} > \tau) \Delta y_t + \varepsilon_t$$

où $I(.)$ is une variable indicatrices égale à 1 quand la condition précisée entre parenthèses est vérifiée et 0 ailleurs, z_{t-k} est la valeur décalée d'une variable de seuil et τ est la valeur du seuil qui sépare les deux régimes.

La variable de seuil retenue peut être le temps (dans ce cas τ est une période de l'échantillon), le taux de chômage (en niveau ou en variations), le PIB réel (en différences premières généralement) ou toute autre variable jugée pertinente. Si le niveau du seuil est déterminée à priori (par exemple en séparant les régimes correspondants à une variation positive du PIB et ceux correspondants à une variation négative du PIB), le modèle peut être facilement estimé (par OLS, par exemple). Par contre, si la valeur du seuil est inconnue à priori et doit donc être estimée, des procédures économétriques spécifiques, telles que celle suggérée par Hansen

(2000) sont souvent utilisées pour tester la présence de seuils contre l'hypothèse de linéarité puis pour obtenir un estimateur du seuil τ . Enfin, notons qu'un certain nombre d'articles utilisent des régressions glissantes pour évaluer l'évolution temporelle du coefficient d'Okun.

3. CONSTITUTION DE L'ECHANTILLON DE LA META ANALYSE

Dans cette partie, nous présentons la procédure retenue pour constituer l'échantillon qui sera ensuite utilisé pour la méta analyse. Afin de constituer un échantillon de coefficients d'Okun qui soit représentatif de la littérature sur le domaine et de taille suffisante pour justifier une méta régression, nous avons retenu les critères de sélection suivants.

Premièrement; nous avons sélectionné dans la base Econlit les études empiriques sur la loi d'Okun qui vérifient les critères suivants : (i) la recherche porte sur les mots clés : "Okun's Law" et "Output-unemployment relationship"; (ii) un résumé permet de vérifier la présence de relations économétriques estimées dans l'article.; (iii) l'article a été publié après 1962 et est listé dans la base Econlit en Juin 2014.

L'année 1962 est retenue comme année de départ du fait de la publication de l'article initial d'Okun au cours de cette année. Tous les articles non reliés à la question de la loi d'Okun sont éliminés. Au total la sélection compte 237 articles. Après lecture de ces articles, nous avons éliminé ceux ne présentant pas d'estimations économétriques originales du coefficient d'Okun. Les articles ne donnant pas assez d'information sur les équations estimées (variables endogènes et exogènes) sur les caractéristiques de la base de données (date initiale et date finale de l'échantillon, périodicité) et sur les résultats empiriques (t-statistiques, R^2) ont également été éliminés.

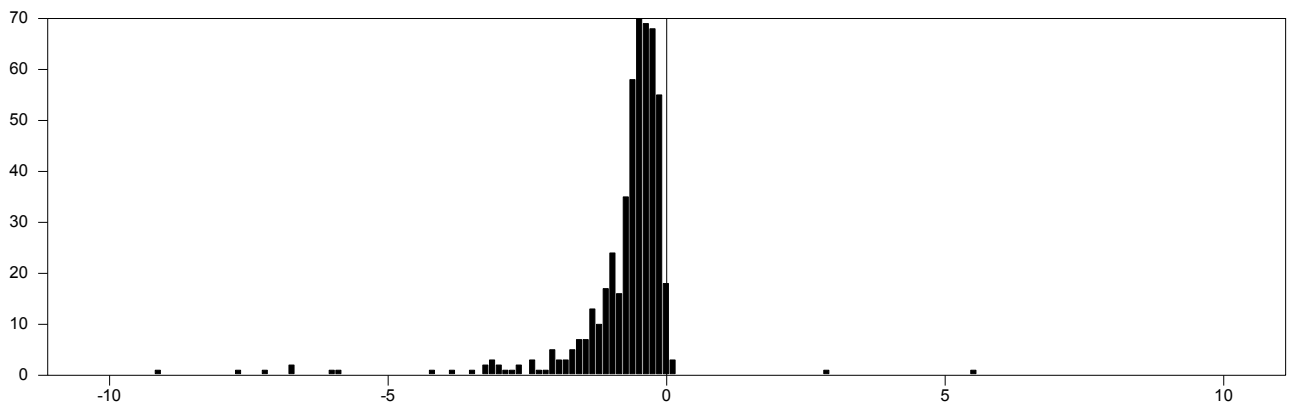
Enfin, certains articles mettent en évidence la présence de changements structurels dans la loi d'Okun au cours du temps (voir par exemple Lee 2000, Huang and Chang 2005, Sögner and Stiassny 2002), entre les pays (Kaufmann 1988, Lee 2000, Moosa 1997) ou tout au long du cycle économique conjoncturel (Crespo-Cuaresma 2003, Huang and Chang 2005, Silvapulle et. al 2004). Ces articles utilisent essentiellement des modélisations non linéaires du type modèles à seuils, modèles Markov-switching ou bien modèles à paramètres variables. Nous avons décidé d'inclure dans la méta analyse tous les articles non linéaires présentant des estimations du coefficient d'Okun dans différents régimes à l'aide de modèles à seuils et dans lesquels la variable de seuil peut être le temps, le PIB (en niveau ou en variation) ou le taux de chômage (en niveau ou en variation). Les estimateurs du coefficient d'Okun ont alors été

incorporés à notre base de données comme des estimations linéaires mais effectuées sur une sous partie de l'échantillon. Seuls les articles dans lesquels le coefficient d'Okun peut varier de façon continue tout au long de la période d'estimation ont donc été éliminés (par exemple Sögner and Stiassny, 2002).

Après application de ces critères, nous conservons 35 articles et le nombre total d'estimations du coefficient d'Okun relevées est égal à 522. Enfin, notons que 8 coefficients apparaissent comme des points extrêmes car les valeurs estimées sont soit inférieure à -10 ou bien plus grandes que 10. Ces points ont été également éliminés. Nous retenons donc finalement 514 estimateurs (après élimination des 8 points extrêmes de la liste initiale de 522 estimateurs).

La Figure 1 présente l'histogramme de la distribution des coefficients d'Okun conservés pour la méta-analyse.

Figure 1. Distribution des coefficients d'Okun



Avec une médiane égale à -0.49, la distribution est clairement décalée vers la gauche et plusieurs points extrêmes apparaissent des deux côtés de l'histogramme.

La liste complète des études retenues pour la méta-analyse est donnée dans la bibliographie (chacune est marquée avec une étoile : *) et le Tableau 1 présente les principales caractéristiques des articles retenus.

**Tableau 1: Statistiques descriptive sur les articles (35 articles)
et les coefficients d'Okun retenus (514 estimateurs)**

	Minimum	Maximum	Moyenne	Ecart type.	Médiane
Coefficient d'Okun	-9.091	5.555	-0.726	1.023	-0.487
Première année de l'échantillon	1930	1993	1963.9	11.9	1960
Dernière année de l'échantillon	1960	2011	1997.1	9.7	1996

<u>Nombre de coefficients d'Okun avec les caractéristiques suivantes (proportions)</u>			
Fréquence annuelle	366 (71.2%)	Pays	452 (87.9%)
Fréquence supérieure à l'année	148 (28.8%)	Régions	62 (12.1%)
Variable endogène : chômage	232 (45.1%)	Pays de l'OCDE	468 (91.1%)
Variable endogène : PIB réel	282 (54.9%)	Pays hors OCDE	46 (8.9%)
Modèle en niveau	19 (3.7%)	Modèle linéaire	328 (63.8%)
Modèle en différences premières	129 (25.1%)	Modèle non linéaire	186 (36.2%)
Valeurs d'équilibre du chômage et du PIB obtenus par méthode de filtrage	366 (71.2%)		

A peu près trois quarts des études (71.2%) utilisent des données annuelles et plus de la moitié des estimations (54.9%) sont obtenues à l'aide de modèles dans lesquels le PIB réel est la variable expliquée. La majeure partie des études utilise des données de pays et se focalisent sur des pays de l'OCDE. Enfin deux tiers (68.3%) des estimateurs sont obtenus avec des modèles linéaires.

4. TEST DE LA PRESENCE DE BIAIS DE PUBLICATION ET ESTIMATION DU COEFFICIENT D'OKUN SOUS JACENT

Dans cette partie, nous suivons la démarche utilisée dans la plupart des méta-analyses effectuées dans le domaine des sciences économiques ou politiques, c'est à dire avec des

données non obtenues à l'issue d'expérimentations contrôlables (voir par exemple Card-Krueger, 1995, sur l'effet du salaire minimum, Nijkamp-Poot, 2004, sur l'effet des politiques fiscales sur la croissance, Abreu-De Groot-Florax, 2005, sur la valeur du coefficient de σ -convergence, Melo-Graham-Noland, 2009, sur l'effet des agglomérations urbaines sur la productivité ou Staley, 2005, sur le taux naturel de chômage).

Le processus de publication peut influencer les caractéristiques des résultats publiés. Différents types de biais de publication peuvent apparaître mais deux catégories de biais sont très fréquentes : le biais de Type I et le biais de type II (Stanely 2005). Le biais de Type I apparaît lorsque les éditeurs de revues, les rapporteurs ou bien les chercheurs ont une préférence pour des résultats allant dans une direction bien précise. Des estimateurs positifs du coefficient d'Okun, par exemple, sont difficilement interprétables et seront donc très souvent rejetés du processus de publication. Cependant, même si la théorie économique suggère très clairement que la corrélation entre les mouvements de court terme du PIB et du taux de chômage (et donc le coefficient d'Okun) doivent être négatives, quelques études devraient, en toute vraisemblance, afficher des coefficients d'Okun positifs. On peut par exemple imaginer le cas de pays dans lesquels le marché du travail a été particulièrement régulé en période de récession. Un coefficient d'Okun positif peut également apparaître du fait de caractéristiques particulières des données ou de la technique économétrique utilisée. Du fait de ce type de biais, la moyenne des coefficients d'Okun publiés devrait être plus grande (en valeur absolue) que le véritable coefficient d'Okun sous-jacent.

Un biais de type II apparaît lorsque les éditeurs, les rapporteurs ou les chercheurs ont une préférence pour les résultats statistiquement significatifs. Etant donné que la probabilité de trouver des résultats significatifs est plus faible en présence d'échantillons courts et de degrés de libertés limités, ce type de biais est plutôt supposé apparaître lorsque les chercheurs sont incités à retenir la procédure économétrique (utilisation de proxy variables, utilisation d'estimateurs particuliers, choix de spécification particuliers) permettant d'obtenir des résultats empiriques significatifs à partir d'un échantillon de dimension réduite. Le biais de type II conduit donc à une variance excessive (Stanley 2005).

Une première technique de détection de la présence d'un biais de Type I consiste à utiliser un graphique de type "funnel-plot" qui compare la taille de l'effet estimé dans chaque régression (ici le coefficient d'Okun) à une mesure de sa précision (par exemple l'inverse de l'écart type

du coefficient d'Okun estimé, Egger et al. 1997). En cas d'absence de biais, le graphique devrait ressembler à un entonnoir inversé : les observations pour lesquelles la précision est élevée devraient se concentrer autour du véritable effet sous-jacent alors que les observations associées à une précision plus faible devraient être davantage réparties à la base du graphique. En cas d'absence de biais de Type I, le "funnel plot" est donc symétrique. Cette analyse graphique du biais de type I peut être complétée par le test FAT (funnel asymmetry test) suggéré par Egger et al. (1997). Ce test est effectué à partir de la régression suivante :

$$OLC_i = \beta + \alpha \cdot SE_i + u_i, i = 1, \dots, N \quad (4)$$

Où OLC_i est le $i^{\text{ème}}$ estimateur du coefficient d'Okun, SE_i est l'écart type associé au $i^{\text{ème}}$ estimateur du coefficient d'Okun, N est le nombre d'estimateurs du coefficient d'Okun et u_i est un terme d'erreur. Dans cette régression, β mesure le véritable coefficient d'Okun sous-jacent et α mesure la taille du biais de publication.

La régression (4) est caractérisée par un terme de résidu hétéroscédastique puisque chaque coefficient d'Okun possède sa propre variance. Etant donné que la mesure de l'hétéroscédasticité est l'écart type de chacun des coefficients d'Okun, Stanley (2008) suggère d'estimer cette régression par les moindres carrés pondérés en divisant les deux membres de l'équation par l'écart type du coefficient d'Okun. Cela revient donc ici à appliquer les moindres carrés ordinaires sur l'équation transformée suivante :

$$\frac{OLC_i}{SE_i} = t_i = \alpha + \beta \cdot \left(\frac{1}{SE_i}\right) + v_i, i = 1, \dots, N \quad (5)$$

où t_i est le t -statistique qui mesure la significativité du $i^{\text{ème}}$ estimateur du coefficient d'Okun. L'équation (5) représente en fait la droite de régression du funnel graph après une rotation de 90 degrés et un ajustement pour tenir compte de l'hétéroscédasticité. Le test FAT de la présence d'un biais de publication est alors un simple test du type t de Student appliqué au terme constant de l'équation (5). Un coefficient α significativement différent de zéro indique la présence d'un biais de publication. Si le terme α est significatif et positif (négatif), la taille de l'effet sous-jacent est alors biaisée à la hausse (à la baisse).

Le processus de sélection d'estimateurs dans la littérature rend la méthode de la méta-analyse très sensible aux défauts relatifs aux données telles que les valeurs extrêmes. La robustesse du test FAT peut donc être vérifiée en ré-estimant l'équation (5) avec la méthode itérative des moindres carrés re-pondérés (IRLS : Iterative Re-weighted Least Squares), comme dans

Krassoi Peach - Stanley (2009) ou Havranek (2010). De plus, comme la mesure de précision ($1/SE_i$) dans l'équation (5) est une variable estimée, l'estimateur MCO de l'équation (5) peut être biaisé (biais d'erreur sur les variables), ainsi que les résultats du test FAT (voir par exemple Macaskill et al., 2001).

Comme le suggèrent Davidson-MacKinnon (2004), ce type de biais peut être corrigé en utilisant une technique d'estimation par variables instrumentales. Dans ce cas, la racine carrée de la taille de l'échantillon utilisé pour estimer chaque coefficient d'Okun peut fournir un instrument adapté. En effet, puisque la théorie statistique suggère que le biais est dépendant de la taille de l'échantillon, la corrélation entre $\sqrt{N_i}$ et $(1/SE_i)$ devrait être élevée et la corrélation entre $\sqrt{N_i}$ et l'erreur d'estimation de $(1/SE_i)$ devrait être faible (de sorte que $\sqrt{N_i}$ devrait être exogène par rapport au terme de résidu v_i de l'équation (5)). L'estimateur par variables instrumentales de l'asymétrie du "Funnel" (Funnel Asymmetry Instrumental Variables Estimator with Heteroscedastic Errors: FAIVEHR) est alors obtenu en estimant l'équation (5) par la méthode des variables instrumentales en utilisant $\sqrt{N_i}$ comme instrument pour la variable $(1/SE_i)$ et en calculant l'écart tye robuste par rapport à l'hétéroscédasticité avec une matrice de variance-covariance de type "sandwich", comme suggéré par Davidson - MacKinnon (2004).

De la même manière que pour le cas d'un biais de type I, il est possible de détecter la présence d'un biais de type II à partir d'une analyse graphique basée sur le "Galbraith plot" (Galbraith 1988). Le Galbraith plot est un graphique croisé (scatter plot) présentant les estimateurs sur un axe et le t-statistique correspondant sur l'autre axe. En cas de présence d'un biais de type II, les valeurs élevées du coefficient d'Okun (en valeur absolue) seront sur représentées et la probabilité d'apparition de valeurs élevées (en valeur absolue) significatives sera trop importante.

En l'absence de biais de publication de type II, s'il existe réellement un véritable effet sous-jacent (noté TE par la suite pour "True Effect"), la statistique $|(OL_i - TE)/SE_i|$ ne devrait pas être supérieure à 2 dans plus de 5% des cas et le nuage de points du Galbraith plot devrait être distribué aléatoirement autour de zéro, sans relation particulière avec la mesure de la précision.

Etant donné que l'un des objectifs essentiels d'une méta-régression est de déterminer l'influence des stratégies empiriques des auteurs sur les résultats estimés et publiés, nous

utiliserons ensuite une version multi variable de la méthode FAT-PET qui peut être présentée comme suit :

$$\frac{OLC_i}{SE_i} = t_i = \alpha + \beta \cdot \left(\frac{1}{SE_i}\right) + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot \left(\frac{Z_{ki}}{SE_i}\right) + \omega_i, i = 1, \dots, N \quad (6)$$

où Z_{ki} , $k = 1, \dots, K$ est un ensemble de variables indépendantes construites pour la méta-régression et supposées représenter les particularités de la stratégie empirique des auteurs pouvant affecter les estimateurs du coefficient d'Okun. ω_i est le terme résiduel de la méta-régression supposé de type bruit blanc. Chaque variable Z_{ki} est pondérée par $(1/SE_i)$ et les γ_k sont les K coefficients à estimer et qui mesurent les impacts des variables Z_{ki} sur les coefficients d'Okun estimés dans la littérature.

Les variables indépendantes Z_{ki} retenues dans ce papier sont présentées en Annexe dans le Tableau A. Afin d'examiner l'influence des caractéristiques des échantillons sur les résultats empiriques publiés, nous retenons les dates de début et de fin des échantillon (respectivement notées FIRSTYEAR et LAST YEAR); nous créons des variables indicatrices afin de distinguer les études de type séries temporelles (variable SAMPTS) des études de type panel (variable SAMPPA); les échantillons de fréquence annuelle (variable FREQY) des échantillons de plus haute fréquence telle que le semestre ou le trimestre (variable FREQSQ); les échantillons centrés sur des pays (variable COUNT) des échantillons centrés sur des régions (variable REG); des échantillons contenant uniquement des pays de l'OCDE (variable OECDCOUNT) des échantillons relatifs à des pays hors OCDE (variable NOECDCOUNT).

Bien qu'il existe une hétérogénéité des caractéristiques économiques à l'intérieur du groupe des pays de l'OCDE, ces deux dernières variables indicatrices permettent de contrôler l'analyse pour un ensemble de caractéristiques institutionnelles relatives aux droits de propriété et aux conditions de la mobilité du travail qui peuvent différer grandement entre les deux groupes mais assez peu à l'intérieur de chaque groupe.

Du point de vue des caractéristiques du modèle de régression retenu, nous distinguons les modèles dans lesquels le taux de chômage constitue la variable endogène (variable ENDU) des modèles dans lesquels le PIB réel est la variable endogène (variable ENDY); les modèles linéaires (variable LINEAR) des modèles non linéaires (variable NONLINEAR); les modèles statiques (variable MODSTA) des modèles dynamiques (variable MODYN); les modèles ne contenant qu'une seule variable exogène (variable NOOTHEXO) des modèles contenant

plusieurs variables exogènes (variable OTHEXO); les modèles ne contenant qu'une seule équation (variable NEQ1) des modèles contenant plusieurs équations (variable NEQN).

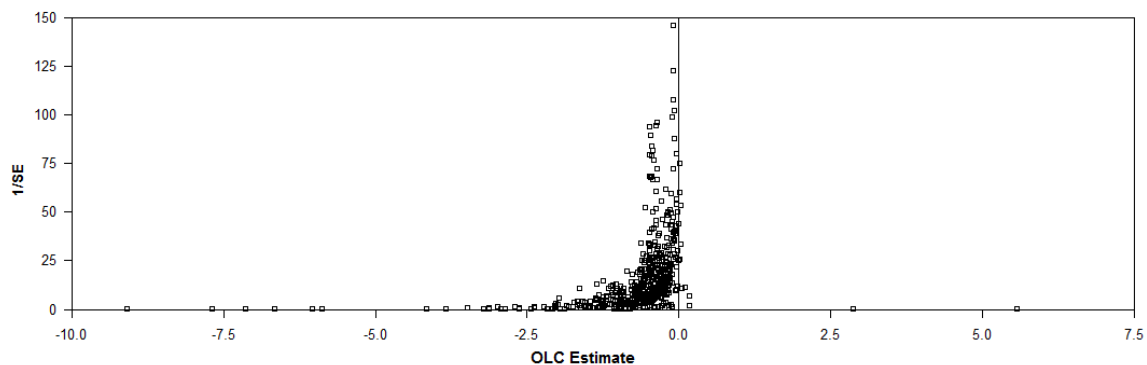
Dans les différentes publications relatives à la loi d'Okun, l'évaluation de l'output potentiel et du taux naturel de chômage constituent généralement une étape centrale de la modélisation lorsque le modèle retenu est basé sur une spécification de type "Gap" du modèle d'Okun.

Nous avons donc construit un ensemble de variables indicatrices destinées à prendre en compte les caractéristiques de la technique retenue pour modéliser ces composantes non observables du taux de chômage et du PIB. Nous pouvons ainsi différencier les méthodologies de type trend linéaire (variable FILTLT), l'utilisation du filtre de Hodrick-Prescott (variable FILTHP), l'utilisation d'un filtre de type Baxter-King (variable FILTBK), l'emploi de la procédure de filtrage de type Beveridge-Nelson (variable FILTBN), l'utilisation d'un modèle à composantes non observables (variable FILTUC), ou bien l'utilisation d'une modélisation annexe spécifique basée par exemple sur une fonction de production (variable FILTMOD). Enfin, nous retenons deux variables pour distinguer les modèles en différences premières (variable DELTA) des modèles en niveaux (variable LEVEL).

5. ANALYSE GRAPHIQUE ET TESTS BIVARIÉS DE LA PRÉSENCE D'UN BIAIS DE PUBLICATION ET DE L'EXISTENCE D'UN EFFET SOUS-JACENT

Nous examinons tout d'abord la présence d'un biais de publication de type I avec la technique du "Funnel Plot".

Figure 2 : Funnel plot des estimateurs du coefficient d'Okun



Il n'y a que 12 estimateurs positifs du coefficient d'Okun (soit 2,3% de l'échantillon) de sorte que le graphique est clairement décalé vers la gauche.

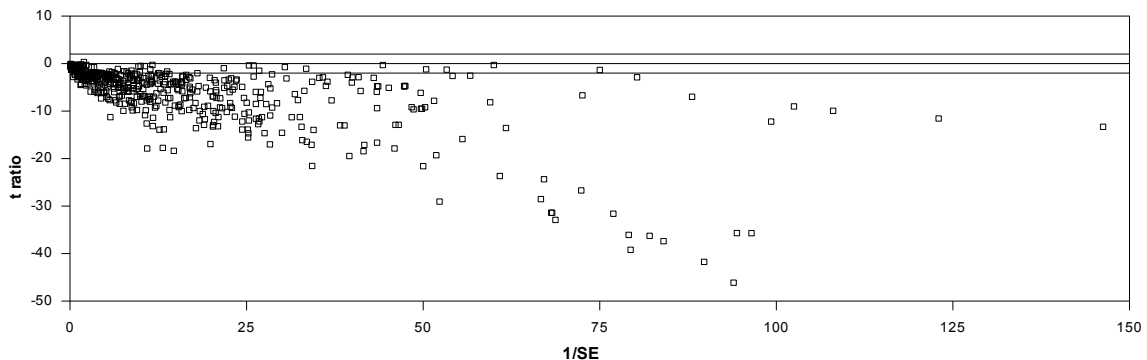
Cette asymétrie suggère fortement la présence d'un biais de publication. Même si l'analyse macroéconomique fournit les raisons théoriques de la négativité du coefficient d'Okun, un ensemble non biaisé d'estimateurs empiriques du coefficient d'Okun devrait laisser apparaître une distribution symétrique des coefficients estimés autour d'une valeur négative.

Il apparaît d'autre part clairement cinq valeurs (soit 1% de l'échantillon) estimées du coefficient d'Okun qui sont situées dans la partie haute du graphique. Ces cinq valeurs sont très proches les unes des autres et sont plus faibles (en valeur absolue) que les autres valeurs estimées. La moyenne de ces cinq valeurs indique que la portion haute du graphique est proche de -0.09. En prenant la moyenne des 26 estimateurs situés dans la partie haute du graphique (soit exactement 5% de l'échantillon), nous arrivons à une valeur plus importante et de l'ordre de -0.296. A l'exception de deux d'entre eux, tous ces estimateurs ont été obtenus avec des modèles dans lesquels le taux de chômage est la variable expliquée. D'autre part, à l'exception d'un seul d'entre eux, tous ces estimateurs correspondent à des modèles linéaires. Alors que cette moyenne obtenue avec 5% des valeurs situées dans la partie haute du graphique est très proche de la valeur du coefficient d'Okun fréquemment rencontrée et commentée dans la littérature (c'est à dire -0.3), les moyennes calculées alternativement avec les 5 points et les 26 points situés le plus haut dans le funnel plot sont toutes les deux très éloignées de la moyenne de tous les estimateurs qui est proche de -0.726 (voir Tableau 1). Ce résultat est une première indication de la présence d'un biais de sélection qui est compris entre 2.4 fois $(-0.726/-0.296)$ et 7.4 fois $(-0.726/-0.098)$ la valeur réelle du coefficient d'Okun.

Bien que la probabilité que le véritable coefficient d'Okun sous-jacent soit négatif, la taille potentielle du biais ainsi détectée montre que l'évaluation du coefficient d'Okun à partir d'une simple moyenne des valeurs publiées dans la littérature peut conduire à une valeur biaisée de sa véritable valeur sous-jacente.

Nous examinons maintenant le cas du biais de type II à partir du "Galbraith plot" présenté sur la Figure 3. Les lignes horizontales correspondent aux limites de significativité à 5% (soit -2 et +2) pour le test du t-statistique. Les t-statistiques exhibent à la fois une forte variation et une tendance à la décroissance lorsque la précision augmente.

Figure 3 : Galbraith plot tracé à partir des estimateurs du coefficient d'Okun



La très grande variation du Galbraith plot semble révéler la présence d'un biais de type II dans l'échantillon. En supposant que la véritable valeur sous-jacente du coefficient d'Okun est nulle ($TE=0$), uniquement 5% des études devraient afficher des t-statistiques plus grands que 2. Cependant, la proportion des études ayant des t-statistiques plus grands que 2 est de 82% dans notre échantillon. L'hypothèse nulle que cette proportion est égale à 5% est donc très clairement rejetée par les données ($z = 79.59$ avec $p < 0.000$). De plus, en ré-effectuant le même test mais avec une valeur du véritable effet sous-jacent TE considérée égale à la moyenne des 10% des points situés le plus haut dans funnel plot (soit $TE = -0.240$), l'hypothèse nulle que la proportion des t-statistiques significatifs est égale à 5% est à nouveau rejetée par les données ($z = 87.69$ avec $p < 0.000$). L'hypothèse nulle d'une absence d'un biais de type II est donc ici nettement rejetée, ce qui confirme la présence d'un effet de sélection pour les résultats statistiquement significatifs dans le processus de publication. L'analyse graphique du "Funnel plot" et du "Galbraith plot" pouvant donner lieu à interprétation relativement subjective, nous complétons ces analyses par le test FAT effectué à partir de l'équation (5). Les résultats obtenus sont présentés dans le Tableau 2.

**Tableau 2: Tests FAT d'un biais de publication de type I
et de la présence d'un véritable effet sous-jacent**

Variable expliquée = <i>t</i> -statistique associée aux coefficients d'Okun			
Coefficients	FAT	FAT	FAIVEHR
	OLS	IRLS	OLS
α (biais)	-2.602 (-8.98)***	-2.444 (-6.14)***	-1.559 (-2.16)***
β (effet de précision)	-0.208 (-19.59)***	-0.203 (-4.76)***	-0.267 (-6.88)***
R^2	0.428	0.426	0.426
F-test P.value	0.000	0.000	0.000

Les valeurs des *t*-statistiques sont données entre parenthèses.

***: significatif au seuil de 1%.

Les colonnes 1 et 2 du Tableau 2 présentent les résultats du test FAT lorsque l'estimation est effectuée avec la méthode OLS et IRLS. Les deux colonnes confirment très clairement les résultats de l'analyse graphique : les coefficients d'Okun publiés dans la littérature contiennent un biais de publication puisque l'hypothèse nulle d'absence de biais de type I ($H_0 : \alpha = 0$) est très clairement rejetée au seuil de 5% avec à la fois une estimation de l'équation FAT par OLS et par IRLS. De plus, le signe du coefficient α suggère la présence d'un biais de publication négatif. Il est également important de noter que non seulement le coefficient α est négatif mais en plus, sa taille est supérieure à 2, ce qui peut s'interpréter comme la présence d'une sélection "sévère" dans le processus de publication avec la terminologie de Doucouliagos-Stanley (2008). Etant donné que le résidu de l'équation (5) peut toujours contenir un certain degré d'hétéroscédasticité, la dernière colonne du tableau 2 présente les résultats obtenus en estimant l'équation (5) par la méthode FAIVEFR (la corrélation entre $\sqrt{N_i}$ et $(1/SE_i)$ est proche de 0.68 dans notre échantillon). Les résultats confirment à nouveau que l'hypothèse d'absence de biais de type I doit être rejetée au seuil de 5%.

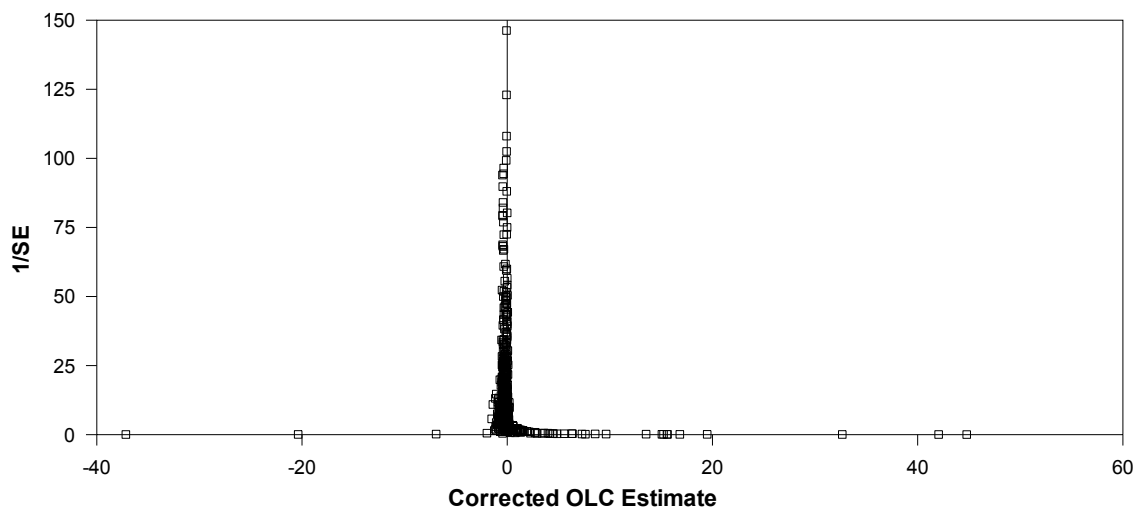
L'équation (5), dans laquelle le biais est modélisé à partir d'une relation entre les valeurs publiées du coefficient d'Okun et de leur écart type, peut être également utilisée pour filtrer les coefficients publiés de l'effet du biais de publication. Afin de tenir compte du biais de publication de type II, il est possible d'utiliser une version modifiée de l'équation FAT. Etant donné que le biais de type II porte essentiellement sur le significativité de l'effet empirique et

peut être indépendant de la direction de l'effet, c'est alors la taille de l'effet qui devrait dépendre de l'écart-type SE_i . L'équation (5) est donc modifiée comme suit :

$$\left| \frac{OLC_i}{SE_i} \right| = \alpha + \beta \cdot \left(\frac{1}{SE_i} \right) + v_i, i = 1, \dots, N \quad (5')$$

Le modèle (5') permet d'estimer la taille du biais de publication quelle que soit sa direction. Une fois estimé, ce modèle permet donc de filtrer les coefficients d'Okun publiés du biais de type II en décalant chaque coefficient estimé vers la valeur 0 de $\hat{\alpha}SE_i$.

Figure 4 : Funnel graph, coefficients d'Okun corrigés



Une fois cette correction effectuée, le Funnel plot apparaît nettement plus symétrique avec des signes des effets corrigés mieux répartis autour de zéro. De nombreux coefficients corrigés sont donc maintenant positifs.

Bien que la détection de la présence d'un biais de publication constitue une étape importante dans toute analyse de type méta-régression, la question centrale porte sur la présence ou l'absence d'un véritable effet sous-jacent (le "True Effect" noté TE). Selon Stanley (2008), les modèles FAT et FAIVEHR qui servent à tester la présence d'un biais de type I peuvent également permettre de tester la significativité et d'évaluer la taille du "True Effect" conditionnellement à la correction effectuée pour tenir compte du biais de publication. Une première technique d'évaluation du véritable effet sous-jacent consiste à utiliser le modèle de méta-régression (5). Le paramètre β de l'équation (5) peut être considéré comme le véritable effets sous-jacent après avoir contrôlé le biais de publication, le coefficient associé à la variable $(1/SE_i)$ fournit un estimateur de β . Dans cette approche statistique, le test dit

"Precision Effect Testing" et note PET permet de tester l'hypothèse nulle $H_0: \beta = 0$. En utilisant l'estimateur de β (dit effet de précision) et les t-statistiques reportées dans le Tableau 2, l'hypothèse nulle d'absence d'un véritable effet sous-jacent dans la littérature sur le coefficient d'Okun est clairement rejetée ($t = -19.59$ avec FAT-OLS, $t = -4.76$ avec FAT-IRLS, et $t = -6.88$ avec FAIVEHR). De plus, les intervalles de confiance à 95% calculés pour le véritable effet sous-jacent sont : [-0.23 ; -0.19] avec FAT-OLS, [-0.29 ; -0.12] avec FAT-IRLS et [-0.34 ; -0.19] avec FAIVEHR

L'hypothèse nulle d'absence d'un véritable effet sous-jacent étant rejetée par les données, nous estimons également l'effet de précision avec les écarts types PEESE suggérées par Stanley-Doucouliagos (2007). Alors que le test PET suppose que le biais de publication est relié à l'écart type des estimateurs, le teste PEESE suppose qu'il peut être relié à la variance des estimateurs. L'équation (5) doit alors être transformée comme suit :

$$\frac{OLC_i}{SE_i} = t_i = \phi_0 \cdot \left(\frac{1}{SE_i}\right) + \phi_1 \cdot SE_i + v_i, i = 1, \dots, N \quad (5'')$$

Les résultats empiriques sont présentés dans les deux premières colonnes du Tableau 3.

Tableau 3. Test PEESE et Test sur les estimateurs filtrés

Coefficients	Variable expliquée = <i>t</i> -statistique du coefficient d'Okun		Variable expliquée = <i>t</i> -statistique corrigée du coefficient d'Okun	
	PEESE OLS	PEESE IRLS	PET corrigé OLS	PET corrigé IRLS
ϕ_0	-0.270 (-31.00)***	-0.304 (-11.25)***		
ϕ_1	-0.157 (-1.17)	-0.138 (-2.90)***		
δ			-0.211 (-26.44)***	-0.198 (-7.39)***
R^2	0.340	0.320	0.439	0.436
F-statistique	0.000	0.000	0.000	0.000

Les valeurs des t-statistiques sont données entre parenthèses.

***: significatif au seuil de 1%.

Avec la méthode PEESE, le coefficient ϕ_0 reste fortement significatif. Les intervalles de confiance à 95% sont $[-0.29 ; -0.25]$ avec un estimateur OLS et $[-0.36 ; -0.25]$ avec un estimateur IRLS. Ces valeurs sont très proches de celles obtenues avec la méthode PET.

Enfin, nous effectuons un test complémentaire pour détecter la présence d'un véritable effet sous-jacent. Les effets corrigés calculés à partir de l'équation (5') sont tout d'abord utilisés pour calculer les statistiques corrigées correspondantes (notées $t_i - corrigées$). Nous estimons ensuite modèle suivant :

$$t_i - corrigées = \delta \cdot \left(\frac{1}{SE_i} \right) + \eta_i \quad (5''')$$

Etant donné que le biais a déjà été enlevé des données, nous n'incorporons pas de terme constant dans cette équation (5'''). Le test PET-corrigé teste alors l'hypothèse nulle $H_0: \delta = 0$. Les résultats sont présentés dans les deux dernières colonnes du Tableau 3. Les effets estimés sont très proches de ceux présentés dans le Tableau 2, mais les t-statistiques associés sont beaucoup plus grands. Globalement tous les résultats empiriques conduisent donc à la conclusion qu'il existe bien un véritable effet sous-jacent dans la littérature sur le coefficient d'Okun.

6. ANALYSE DE TYPE METAREGRESSION MULTIVARIEE

Dans cette partie, nous estimons l'équation (6) en incorporant initialement toutes les variables explicatives listées dans le Tableau A en Annexe, à l'exception de celles qui doivent être supprimées pour éviter la colinéarité (dans ce cas, le terme constant représente l'effet conjoint des variables omises). Dans ce papier, les variables omises sont SAMPTS, FREQY, COUNT, COUNTDED, LINEAR, MODSTA, NOOTHEXO, NEQ1 et DELTA.

Le modèle est tout d'abord estimé par OLS. Les variables non significatives sont exclues avec une méthode "Stepwise) qui combine une approche du général vers le spécifique et une approche du spécifique vers le général pour spécifier le modèle finalement retenu. Cette méthode revient à ajouter séquentiellement chaque variable au modèle jusqu'à ce que toutes les variables retenues aient une statistique de Student avec une p.valeur inférieure à 5%. Chaque fois qu'une variable est ajoutée au modèle, les variables ayant les t-statistiques les plus faibles sont éliminées jusqu'à ce que toutes les variables aient des t-statistiques avec des p.valeurs inférieures à 5%. Un test de robustesse est ensuite effectué en re-estimant le modèle

finalement retenu avec la méthode itérative des moindres carrés re-pondérés (méthode IRLS). Les coefficients non significatifs sont alors progressivement supprimés après une méthode de tests séquentiels. Le modèle finalement retenu est ensuite utilisé pour tester la présence d'un effet de "cycle de recherche". Selon Havranek (2010), la recherche en sciences économiques se déroule d'une manière telle que lorsque des résultats empiriques novateurs sont publiés, ils sont souvent rapidement confirmés par d'autres publications affichant des résultats statistiques très significatifs. Par la suite; des résultats empiriques divergents ou en désaccord avec les publications initiales deviennent très intéressants pour les éditeurs afin de nourrir les controverses. De plus, Havranek suggère que cet effet, qui peut ici influencer la taille du coefficient d'Okun, peut être capturé en ajoutant l'année de publication (variable PUBYEAR) et son carré (variable PUBYEAR2) à la liste des variables retenues comme significatives dans le modèle de régression multivarié finalement retenu. Un coefficient positif associé à la variable PUBYEAR et un coefficient négatif associé à la variable PUBYEAR2 (avec une significativité jointe des deux paramètres) peut alors indiquer que le cycle de recherche économique est bien présent dans les données collectées.

Les résultats empiriques du modèle de méta régression multivarié sont présentés dans le Tableau 4.

Tableau 4: Résultats de la méta-régression multivariée

	OLS	STEPWISE puis OLS	STEPWISE puis IRLS	IRLS après élimi. des termes non signif.	IRLS avec cycle de publication
Constante	-79.54 (-1.61)	-2.39 (-8.38)	-1.89 (-5.73)	-1.94 (-6.27)	-1.31 (-3.10)
Precision	-0.25 (-7.38)	-0.27 (-21.3)	-0.33 (-7.17)	-0.32 (-7.86)	-0.32 (-7.56)
SAMPPA	0.12 (2.48)	0.14 (3.49)	0.19 (0.93)		
FREQSQ	0.04 (1.32)		0.10 (2.15)	0.11 (2.71)	0.11 (2.61)
COUNTDING	0.28 (7.93)	0.29 (9.56)	0.25 (4.27)	0.22 (7.14)	0.22 (6.99)
REG	-0.46 (-3.69)	-0.51 (-4.95)	-0.42 (-4.11)	-0.44 (-5.23)	-0.43 (-4.74)
DYNMOD	0.01 (0.32)				
OTHEXO	-0.01(-0.16)				
NEQN	0.07 (2.78)	0.07 (3.88)	0.05 (0.69)		
ENDY	0.01 (0.43)				
LEVEL	0.06 (1.74)	0.13 (4.54)	0.03 (0.11)		
FILTTLT	-0.27 (-2.04)		-0.17 (-1.59)	-0.14 (-1.67)	-0.14 (-1.67)
FILTHP	-0.07 (-2.68)		-0.01 (-0.15)		
FILTBK	-0.23 (-3.20)	-0.18 (-2.75)	-0.14 (-0.58)		
FILTBN	-0.08 (-1.03)				
FILTUC	-0.04 (-1.07)				
FILTMOD	0.27 (.20)				
NONLINEAR	0.12 (3.83)	0.12 (4.34)	0.12 (2.91)	0.09 (2.73)	0.10 (2.64)
AVGYEAR	0.04 (1.57)				
PUBYEAR					-0.05 (-1.09)
PUBYEAR2					0.00 (0.71)
R2	0.57	0.56	0.53	0.51	0.51
F-test (P. val.)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Reset test (P.val.)					

Les valeurs des t-statistiques sont données entre parenthèses. La statistique F teste l'hypothèse nulle que les variables explicatives sont conjointement non significatives. Le test de Ramsey correspond à l'hypothèse nulle d'absence de variable omise (avec une forme fonctionnelle linéaire).

La méta régression initiale qui contient l'ensemble des variables explicatives est détaillée dans la première colonne du Tableau 4. La deuxième et la troisième colonne du Tableau présentent respectivement les estimateurs obtenus après application de la procédure de sélection pas à pas (méthode stepwise) avec estimation par OLS et les résultats obtenus après estimation par la méthode IRLS. La quatrième colonne indique les résultats après élimination des termes non significatifs dans l'équation estimée par IRLS. Enfin, la dernière colonne présente le test de la présence d'un effet type "cycle de recherche" en ajoutant les variables exogènes PUBYEAR et PUBYEAR2 au modèle présenté dans la colonne 4.

Dans chaque colonne, le test en F indique clairement que les coefficients estimés ne peuvent pas être considérés comme étant conjointement non significatifs. Cependant, les résultats présentés dans la première colonne montrent également que certains coefficients sont statistiquement non différents de zéro et ce résultat est confirmé à l'issue de l'application de la méthode stepwise.

Premièrement, alors que le terme constant et le coefficient associé à la variable de précision ne sont que marginalement significatifs lorsque le modèle complet est estimé par OLS, tous deux deviennent clairement significatifs après sélection des variables les plus influentes par la méthode stepwise. De plus, les valeurs estimées pour ces deux paramètres sont totalement compatibles avec les résultats du modèle FAT bivarié. En effet, d'une part, le terme constant est négatif et très significatif, ce qui suggère la présence d'un biais de publication négatif. D'autre part, la valeur estimée du coefficient de la variable de précision est également significatif et négatif, ce qui suggère la présence d'un véritable effet sous-jacent également négatif.

Lorsque le modèle sélectionné par la procédure stepwise est estimé par IRLS afin de limiter l'influence des points éloignés du nuage, les paramètres associés aux variables SAMPA, NEQN, LEVEL, FILTHP et FILTBK deviennent marginalement significatifs. Un test en F de nullité conjointe de ces paramètres donne la valeur $F = 0.409$ (avec une P.value proche de 0.84), ce qui confirme la nullité jointe de ces paramètres au seuil de 5%. Dans la colonne 5, le modèle finalement retenu est augmenté des variables PUBYEAR et PUBYEAR2 pour tester la présence d'un effet de cycle de recherche. Un test en F de nullité jointe des coefficients de ces deux variables donne une statistique $F = 1.452$ avec une P.value de l'ordre de 0.23, de sorte que l'hypothèse d'absence d'un cycle de recherche peut être ici acceptée au seuil de 5%.

Après estimation par IRLS du modèle parcimonieux finalement retenu (colonne 4 du Tableau 4), le véritable coefficient d'Okun sous-jacent est égal à -0.32, avec un intervalle de confiance à 95% égal à (-0.40 ; -0.24). Il est important de noter que dans cette méta-régression multivariée, le coefficient de la variable de précision peut être interprété comme une mesure du véritable coefficient d'Okun sous-jacent pour les études correspondantes aux variables omises, c'est à dire pour les études effectuées avec une cadre empirique linéaire, des données annuelles, portant sur les pays de l'OCDE et utilisant une seule équation statique de la loi d'Okun faisant intervenir les différences premières des variables et dans laquelle la différence première du taux de chômage est la variable expliquée et la différence première du PIB réel est la seule variable explicative (à l'exception de la constante).

Les autres coefficient significatifs de la méta régression sont associés aux variables indicatrices (le signe du coefficient est indiqué entre parenthèses après chaque variable) : FREQSQ (+), COUNTDING(+), REG (-), FILTLT(-) et NONLINEAR(+).

Les signes de ces coefficients indiquent que les analyses de la loi d'Okun réalisées avec des données régionales ou avec des méthodes de filtrage du type trend déterministe linéaire ont tendance à fournir de plus grandes valeurs estimées du coefficient d'Okun (en valeur absolue). Notons qu'un coefficient positif indique que la valeur estimée du coefficient d'Okun augmente vers zéro alors qu'un coefficient négatif indique que la valeur estimée du coefficient d'Okun décroît. D'un autre côté, les analyses empiriques de la loi d'Okun utilisant des données semestrielles ou trimestrielles, des données relatives aux pays en voie de développement ou bien des modèles non linéaires ont tendance à fournir des valeurs estimées plus faibles (en valeur absolue) du coefficient d'Okun. Ces résultats sont très proches de ceux présentés par Perman et al. (2015).

Le résultat relatif à la variable indicatrice associée aux études régionales (REG) peut à priori apparaître incohérent avec le fait que les estimations régionales de la relation activité-chômage suggèrent généralement que cette relation est plus faible au niveau régional qu'au niveau national (voir par exemple Freeman (2001), Christopoulos (2004), ou Villaverde-Maza (2009)). Cependant, toutes les études régionales retenues dans la présente méta-régression sont basées sur des équations d'Okun dans lesquelles le PIB réel apparaît comme la variable expliquée. Etant donné que nous avons décidé de retenir l'inverse du coefficient d'Okun pour ce type de modélisation afin d'harmoniser tous les coefficients dans le sens d'une relation dans laquelle le taux de chômage est la variable expliquée, il est logique que nous trouvions que l'inverse du coefficient d'Okun estimé dans ces études soit plus grand (en valeur absolue).

Dans le cas des articles basés sur la version gap de la loi Okun, seul le fait d'utiliser une décomposition avec trend déterministe linéaire (pour calculer le PIB potentiel ou le taux de chômage naturel) semblent avoir un impact significatif sur la valeur estimée du coefficient d'Okun. Ceci peut être expliqué par le fait que cette procédure conduit à une distorsion de la composante stationnaire des variables d'activité et de chômage qui peut in fine conduire à une sur estimation du coefficient d'Okun. Notons également que l'utilisation d'autres procédures ne semble pas influencer la valeur estimée du coefficient d'Okun, ce qui limite la portée des commentaires relatifs à la sensibilité de ce coefficient par rapport à la méthode de décomposition retenue. Seul un filtre de type trend linéaire semble conduire à des coefficients significativement différents.

L'influence macroéconomique des variations de l'activité sur les mouvements du taux de chômage n'est pas instantanée et peut prendre plusieurs périodes. Les études effectuées avec des données trimestrielles ou semestrielles peuvent donc conduire à des valeurs estimées plus faibles du coefficient d'Okun. Dans le cas des pays en développement, le coefficient positif associé à la variable indicatrice COINTDING peut être expliqué par le fait que la taille du coefficient d'Okun dépend des institutions et des réglementations du marché du travail. Les articles utilisant des modélisations non linéaires semblent enfin conduire à des valeurs plus faibles du coefficient d'Okun.

Toutes choses égales par ailleurs, la régression permet de calculer un intervalle à 95% du coefficient d'Okun égal à $(-0.403 ; -0.237)$, ce qui est très proche des estimations réalisées avec le modèle FAT bivarié et le funnel graph.

CONCLUSION

La littérature empirique sur le coefficient d'Okun est très hétérogène. Cet article propose d'identifier s'il existe une véritable valeur sous-jacente du coefficient d'Okun et de mesurer sa valeur. Si cette valeur existe, elle doit être considérée comme représentative des effets de court terme des variations du PIB réel sur les mouvements du taux de chômage.

A partir d'un échantillon composé de 522 estimateurs du coefficient d'Okun, nous effectuons une méta-régression pour analyser les origines des différences entre les valeurs estimées et publiées de ce coefficient.

L'analyse révèle la présence de biais de sélection de type I et de type II dans l'échantillon. Après prise en compte de ces biais, nous pouvons utiliser différentes méthodologies afin

d'évaluer des intervalles de confiance à 95% pour le véritable coefficient d'Okun sous-jacent. Nous trouvons que ce véritable coefficient sous-jacent varie entre une valeur minimale de -0.40 (obtenue avec une méthodologie de type MRA multivariée) et une valeur maximale de -0.12 (obtenue avec un estimateur de type IRLS du modèle FAT bivarié).

L'analyse multivariée révèle ensuite 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. Par contre les coefficients d'Okun estimés 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. Enfin, les coefficients d'Okun ne semblent pas être significativement impactés par le choix d'une méthode de filtrage de type filtre d'Hodrick-Prescott, de Beveridge Nelson ou de Baxter-King.

Annexe: Variables indicatrices retenues dans l'analyse multivariée

Table A: Description des variables indicatrices

Variables	Description des variables
FIRSTYEAR	Première année de l'échantillon
LASTYEAR	Dernière année de l'échantillon
SAMPTS	Dummy, 1 si l'étude utilise une base de données temporelle, 0 sinon
SAMPPA	Dummy, 1 si l'étude utilise une base de données en panel, 0 sinon
FREQY	Dummy, 1 si l'étude utilise des données annuelles, 0 sinon
FREQSQ	Dummy, 1 si l'étude utilise des données trimestrielles ou semestrielles, 0 sinon
COUNTDED	Dummy, 1 si la base de données ne contient que des pays de l'OCDE, 0 sinon
COUNTDING	Dummy, 1 si la base de données ne contient que des pays hors OCDE, 0 sinon
COUNT	Dummy, 1 si le base de données ne contient que des pays, 0 sinon
REG	Dummy, 1 si le base de données ne contient que des régions, 0 sinon
LINEAR	Dummy, 1 si le modèle est linéaire, 0 sinon
NONLINEAR	Dummy, 1 si le modèle est non-linéaire, 0 sinon
MODSTA	Dummy, 1 si le modèle est statique, 0 sinon
MODDYN	Dummy, 1 si le modèle est dynamique, 0 sinon
OTHEXO	Dummy, 1 si le modèle contient d'autres variables explicatives que le taux de chômage ou le PIB, 0 sinon
NOOTHEXO	Dummy, 1 si le modèle ne contient pas d'autres variables explicatives que le taux de chômage ou le PIB, 0 sinon
NEQ1	Dummy, 1 si le modèle ne contient qu'une équation, 0 sinon
NEQN	Dummy, 1 si le modèle contient plusieurs équations, 0 sinon
ENDU	Dummy, 1 si le taux de chômage est la variable expliquée, 0 sinon
ENDY	Dummy, 1 si le PIB réel est la variable expliquée, 0 sinon
LEVEL	Dummy, 1 si le modèle ne fait intervenir que les niveaux des variables, 0 sinon
DELTA	Dummy, 1 si le fait intervenir les différences premières des variables, 0 sinon
FILTLT	Dummy, 1 si les sentiers d'équilibre du PIB et du taux de chômage sont estimés avec un trend linéaire déterministe, 0 sinon

FILTHP	Dummy, 1 si les sentiers d'équilibre du PIB et du taux de chômage sont estimés avec un filtre HP, 0 sinon
FILTBK	Dummy, 1 si les sentiers d'équilibre du PIB et du taux de chômage sont estimés avec un filtre de Baxter-King, 0 sinon
FILTBN	Dummy, 1 si les sentiers d'équilibre du PIB et du taux de chômage sont estimés avec un filtre de Beveridge-Nelson, 0 sinon
FILTUC	Dummy, 1 si les sentiers d'équilibre du PIB et du taux de chômage sont estimés avec un modèle à composantes non observables, 0 sinon
FILTMOD	Dummy, 1 si les sentiers d'équilibre du PIB et du taux de chômage sont estimés avec un modèle annexe, 0 sinon
YEAR	Année de publication
YEAR2	Variable YEAR au carré

Bibliographie

Abreu, M., De Groot, H. L., and Florax, R. J. (2005). A Meta-Analysis of β -Convergence: the Legendary 2%. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 389-420.
DOI: 10.1111/j.0950-0804.2005.00253.x

Apel, M. and Jansson, P. (1999). 'A theory-consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU', *Economics Letters*, Vol. 64, pp. 271–275.
[DOI:10.1016/S0165-1765\(99\)00111-1](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(99)00111-1)

Apel, M. and Jansson, P. (1999). 'System estimates of potential output and the NAIRU', *Empirical economics*, Vol. 24, pp. 373–388.
DOI: 10.1007/s001810050061

Ball, L. M., Leigh, D., and Loungani, P. (2013). *Okun's Law: Fit at Fifty?* (No. w18668). National Bureau of Economic Research.
[DOI: 10.3386/w18668](https://doi.org/10.3386/w18668)

Blackley, P. (1991). 'The Measurement and Determination of Okun's law: Evidence from State Economies', *Journal of Macroeconomics*, Vol. 13, pp. 641–656.
[DOI:10.1016/S0164-0704\(05\)80017-5](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(05)80017-5)

Card, D., and Krueger, A. B. (1995). Time-series minimum-wage studies: a meta-analysis. *The American Economic Review*, 238-243.

Christopoulos, D.K. (2004). 'The Relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions', *Papers in Regional Science*, Vol. 83, pp. 611–620.
DOI: 10.1111/j.1435-5597.2004.tb01928.x

Crespo-Cuaresma, J. (2003). 'Revisiting Okun's Law: a Piecewise-Linear Approach', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, pp. 439–451.
DOI: 10.1111/1468-0084.t01-1-00056

Davidson, R. and MacKinnon, J.G. (2004). *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Presse
DOI: [10.1017/S0266466605000356](https://doi.org/10.1017/S0266466605000356)

Dell'Anno, R. and Solomon, O.H. (2008). 'Shadow economy and unemployment rate in USA: is there a structural relationship? An empirical analysis', *Applied Economics*, Vol. 40, pp. 2537–2555.
DOI:10.1080/00036840600970195

DeLong, J.D. and Lan, K (1992). 'Are All Economic Hypotheses False?' *Journal of Political Economy* 100:6 (December), pp. 1257-72.
DOI: 10.1086/261860

Doucouliaagos, C. and Stanley, T.D. (2008). 'Theory Competition and Selectivity: Are all Economic Facts Greatly Exaggerated?', *Deakin University Economic Series*, 2008-06.

- Egger, M., Smith, G. D., Schneider, M. and Minder, C. (1997). 'Bias in Meta-Analysis Detected by a Simple, Graphical Test', *British Medical Journal*, Vol. 315, pp. 629–634.
DOI : [10.1136/bmj.315.7109.629](https://doi.org/10.1136/bmj.315.7109.629)
- Evans, G. (1989). 'Output and Unemployment Dynamics in the United States: 1950-1985', *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 4, pp. 213–237.
DOI: [10.1002/jae.3950040302](https://doi.org/10.1002/jae.3950040302)
- Freeman, D. (2001). 'Panel tests of Okun's law for ten industrial countries', *Economic Inquiry*, Vol. 39, pp. 511–523.
DOI: [10.1093/ei/39.4.511](https://doi.org/10.1093/ei/39.4.511)
- Gabrisch, H. and Bruscher, H. (2006). 'The Relationship between Unemployment and Output in Post-communist countries', *Post-Communist Economies*, Vol. 18, pp. 261–276.
DOI: [10.1080/14631370600881804](https://doi.org/10.1080/14631370600881804)
- Galbraith, R. F. (1988). 'A Note on Graphical Presentation of Estimated Odds Ratios from Several Clinical Trials', *Statistics in Medicine*, Vol. 7, pp. 889-894.
DOI : [10.1002/sim.4780070807](https://doi.org/10.1002/sim.4780070807)
- Gilbert, R.D. (1973). 'Okun's law : some additional evidence'. *Journal of Economics and Business*, vol 2, issue 1, pp. 51-60.
- Gordon, R. J. (1984). 'Unemployment and Potential Output in the 1980s', *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 537–586.
DOI : [10.2307/2534438](https://doi.org/10.2307/2534438)
- Hansen, B. (2000). "Sample Splitting and Threshold Estimation". *Econometrica*, Vol. 68, N°3, pp. 575-603.
DOI : [10.1111/1468-0262.00124](https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124)
- Harris, R. and Silverstone, B. (2001). 'Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison', *Economics Bulletin*, Vol. 5, pp. 1–13.
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge.
DOI : [10.1017/s0266466600012822](https://doi.org/10.1017/s0266466600012822)
- Havranek T. (2010). 'Rose Effect and the Euro: is the Magic Gone?' *Review of World Economics*, Vol.146, pp. 241-261.
DOI: [10.1007/s10290-010-0050-1](https://doi.org/10.1007/s10290-010-0050-1)
- Huang, H. and Chang, Y. (2005). 'Investigating Okun's law by the Structural Break with Threshold Approach: Evidence from Canada', *The Manchester School*, Vol. 5, pp. 599–611.
DOI: [10.1111/j.1467-9957.2005.00466.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2005.00466.x)
- Huang, H. and Lin, S. (2008). 'Smooth-time-varying Okun's coefficients', *Economic Modelling*, Vol. 25, pp. 363–375.
DOI: [10.1016/j.econmod.2007.06.009](https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.009)

Katos, A., Pallis, D. and Katsouli, E. (2004). 'System estimates of cyclical unemployment and cyclical output in the 15 European union member-states', *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative studies*, Vol. 1, pp. 5–26.

Kaufman, R. (1988). 'An International Comparison of Okun's Law', *Journal of Comparative Economics*, Vol. 12, pp. 182-203.

DOI : [10.1016/0147-5967\(88\)90002-9](https://doi.org/10.1016/0147-5967(88)90002-9)

Knotek, E. (2007). 'How useful is Okun's law?', *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Fourth quarter, pp. 73–103.

Krasso Peach, E. and Stanley, T. (2009). 'Efficiency Wages, Productivity and Simultaneity: A Meta-Regression Analysis', *Journal of Labor Research*, Vol. 30, No. 3, pp. 262-268.

DOI: [10.1007/s12122-009-9066-5](https://doi.org/10.1007/s12122-009-9066-5)

Lang, D. and De Peretti, C. (2009). 'A strong hysteretic model of Okun's law: theory and a preliminary investigation', *International Review of Applied Economics*, Vol. 23, pp. 445–462.

DOI : [10.1080/02692170902954775](https://doi.org/10.1080/02692170902954775)

Lee, J. (2000). 'The Robustness of Okun's law: Evidence from OECD Countries', *Journal of Macroeconomics*, Vol. 22, pp. 331–356.

DOI : [10.1016/s0164-0704\(00\)00135-x](https://doi.org/10.1016/s0164-0704(00)00135-x)

Macaskill, P., Walter, S.D., Irwig, I. (2001). A comparison of methods to detect publication bias in meta-analysis. *Statistics in Medicine*. Vol. 20, Issue 4, p. 641-654.

DOI: [10.1002/sim.698](https://doi.org/10.1002/sim.698)

Marinkov, M. and Geldenhuys, J.P. (2007). 'Cyclical Unemployment and Cyclical Output: an Estimation of Okun's Coefficient for South Africa', *South African Journal of Economics*, Vol. 75, No. 3, pp. 373-390.

DOI : [10.1111/j.1813-6982.2007.00134.x](https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2007.00134.x)

Melo, P. C., Graham, D. J., and Noland, R. B. (2009) A meta-analysis of estimates of urban agglomeration economies, *Regional Science and Urban Economics*, 39(3), pp. 332-342.

DOI: [10.1016/j.regsciurbeco.2008.12.002](https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2008.12.002)

Monhollon, J. R. and Cullison, W.E. (1970). 'Okun's law and the natural rate of growth: comment'. *Southern economic journal*, Vol. 37.1970, 2, p. 231-232.

DOI: [10.2307/1056139](https://doi.org/10.2307/1056139)

Moosa, I.A. (1997). 'A Cross-Country Comparison of Okun's coefficient', *Journal of Computational Economics*, Vol. 24, pp. 335–356.

DOI : [10.1006/jceec.1997.1433](https://doi.org/10.1006/jceec.1997.1433)

Moosa, I.A. (2008). 'Economic Growth and Unemployment in Arab Countries: Is Okun's Law Valid?', *Journal of Development and Economic Policies*, Vol.10, No.2, pp. 5-24.

Nguyen, D.T. and Siriwardana, A.M. (1988). 'The relationship between output growth and unemployment: a reexamination of okun's law in Australia'. *Australian Economic Review*, Vol. 21, Issue 1, p. 16–27.

DOI : [10.1111/j.1467-8462.1988.tb00533.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-8462.1988.tb00533.x)

Nijkamp, P., and Poot, J. (2004). Meta-analysis of the effect of fiscal policies on long-run growth. *European Journal of Political Economy*, 20(1), 91-124.

DOI: [10.1016/j.ejpoleco.2003.10.001](https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2003.10.001)

Nourzad, F and Almaghrbi, Y. (1996). 'Okun's law and the Fulfillment of Wage and Price Expectations', *Journal of Post-Keynesian Economics*, Vol. 18, pp. 293–308.

Okun, A. (1962). 'Potential GNP: its Measurement and Significance', *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, pp. 98-104.

Okun, A. (1970). *The Political Economy of Prosperity*. W.W. Norton, New York.

Owyang, M.T. and Sekhposyan, T. (2012). 'Okun's Law Over the Business Cycle: Was the great recession all that different?', *Federal Reserve Bank of St. Louis*. 94, N°5, pp. 399-418.

Palley, T.I. (1993). 'Okun's law and the Asymmetric and Changing Behavior of the USA economy', *International Review of Applied Economics*, Vol. 7, pp. 144–162.

DOI: [10.1080/758530144](https://doi.org/10.1080/758530144)

Perman, R., Stephan, G., and Tavera, C. (2015). Okun's Law—a Meta-analysis. *The Manchester School*, 83(1), 101-126.

DOI: [10.1111/manc.12057](https://doi.org/10.1111/manc.12057)

Perman, R. and Tavera, C. (2005). 'A cross-country analysis of Okun's law coefficients in Europe', *Applied Economics*, Vol. 37, pp. 2501–2513.

DOI: [10.1080/00036840500366395](https://doi.org/10.1080/00036840500366395)

Perman, R. and Tavera, C. (2007). 'Testing for convergence of the Okun's law coefficient in Europe'. *Empirica*, Vol. 34, pp. 34–45.

DOI: [10.1007/s10663-006-9025-9](https://doi.org/10.1007/s10663-006-9025-9)

Prachowny, M. (1993). 'Okun's law: Theoretical Foundations and Revised Estimates'. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, pp. 331–335.

DOI : [10.2307/2109440](https://doi.org/10.2307/2109440)

Rosenberger, R.S. and Rost K. (2013). 'Reporting Guideline for Meta-Regression Analysis in Economics', Vol 27, N°2, pp. 390-394.

DOI: [10.1111/joes.12008](https://doi.org/10.1111/joes.12008)

Silvapulle, P., Moosa, I.A. and Silvapulle, M.J. (2004). 'Asymmetry in Okun's Law', *Canadian Journal of Economics*, Vol. 37, pp. 353–374.

DOI: [10.1111/j.0008-4085.2004.00006.x](https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2004.00006.x)

Sögner, L. (2001). 'Okun's Law: Does the Austrian unemployment-GDP relationship exhibit structural breaks?', *Empirical Economics*, Vol. 26, pp. 553–564.
DOI : [10.1007/s001810000070](https://doi.org/10.1007/s001810000070)

Sögner, L. and Stiassny, A. (2002). 'An Analysis on the Structural Stability of Okun's Law-a Cross-Country Study', *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1775–1787.
DOI: [10.1080/00036840210124180](https://doi.org/10.1080/00036840210124180)

Stanley, T.D. and Jarrel, S.B (1989). "Meta-Regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys", *Journal of Economic Surveys*, Vol 3(2), pp. 161-70
DOI: [10.1111/j.1467-6419.1989.tb00064.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1989.tb00064.x)

Stanley, T.D. (2005). 'Beyond Publication Bias', *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, pp. 309–345.
DOI: [10.1111/j.0950-0804.2005.00250.x](https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2005.00250.x)

Stanley, T.D. (2008). 'Meta-Regression Methods for Detecting and Estimating Empirical Effects in the Presence of Publication Selection', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 70, pp. 103–127.
DOI : [10.1111/obes.2008.70.issue-5](https://doi.org/10.1111/obes.2008.70.issue-5)

Stanley, T.D., Doucouliagos, C., Jarell, S.B. (2008). 'Meta-Regression Analysis as the Socio-Economics of Economic Research', *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 37, pp. 276–292.
DOI: [10.1016/j.socec.2006.12.030](https://doi.org/10.1016/j.socec.2006.12.030)

Thirlwall, A.P. (1969). 'Okun's Law and the natural rate of growth', *Southern Economic Journal*, Vol. 36, issue 1, pp. 87-89.
DOI: [10.2307/1056813](https://doi.org/10.2307/1056813)

Villaverde, J. and Maza, A. (2007). 'Okun's law in the Spanish regions', *Economics Bulletin*, Vol. 18, pp. 1–11.

Villaverde, J. and Maza, A. (2009). 'The Robustness of Okun's Law in Spain, 1980-2004: Regional Evidence', *Journal of Policy Modeling*, Vol. 31(2), pp. 289-297.
DOI: [10.1016/j.jpolmod.2008.09.003](https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2008.09.003)

Yu Hsing. (1991). 'Unemployment and the GNP gap: Okun's Law revisited'. *Eastern Economic Journal*, Volume XVII, N° 4, oct-dec.