

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2021, Vol. 6, N°2

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIwersYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Directeur de la publication

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Alastaire ALINSATO, Bénin
Camille BAULANT, France
Matouk BELATTAF, Algérie
Francis BISMANS, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Bernard COUPEZ, France
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules-Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Michel LELART, France
Laura MARCU, Roumanie
Boniface MBIH, France

Isabel MOCOROA-VEGA, Espagne
Mbodja MOUGOUE, États-Unis
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Jean-Christophe POUTINEAU, France
Carlos QUENAN, Argentine
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Xavier RICHEL, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Baiba ŠAVRINA, Lettonie
Lansana SEYDI, Brésil
Viatcheslav SHUPER, Russie
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada

Comité de rédaction

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne
Małgorzata MACUDA, secrétaire de rédaction, USEGP, Pologne

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Paris, Poznań 2021

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (Krzysztof Malaga)	3
IDRYS FRANSMEL OKOMBI	
Courbe de Laffer de la relation entre la dette publique et la croissance en Afrique : importance de la qualité institutionnelle.....	9
THIERRY PAIRAULT	
L'endettement des pays de l'UEMOA à l'égard de la Chine	37
FRANCK MONDESIR TSASSA MBOUAYILA	
Effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique en Zone franc .	51
THIERNO THIOUNE	
Écart de production dans la Zone UEMOA : analyse comparative d'une estimation par la fonction de production, le filtre de Kalman et le VAR structurel bayésien	77
TOMONDJI DAYANE THIERNAUD BEHANZIN, MAMADOU ABDOULAYE KONTE	
Impact de l'ouverture commerciale sur croissance économique dans l'UEMOA	106
KOSSI ATTSUTSÈ DZIÉDZOM TSOMDZO, YACOBOU SANOUSSI, KWAMI OSSADZIFO WONRYA	
Déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne.....	126
ESSOSINAM FRANCK KARABOU, KOMLAN AMETOWOYO ADEVE, KPATCHAA SONGHAÏ	
L'effet des politiques d'aide à la santé sur le développement sanitaire et économique en Afrique subsaharienne.....	142
YACOBOU SANOUSSI, KOMLAN AMETOWOYO ADEVE, KWAMI OSSADZIFO WONRYA	
Urbanisation et inégalités de revenu en Afrique subsaharienne : quel rôle pour la gouvernance traditionnelle et la e-gouvernance ?	162
SEGNON AGUEY, YÉZIDOU ALI, AKOÉTÉ EGA AGBODJI	
Effets de la stratégie de relance post-COVID-19 de la BCEAO sur les agrégats économiques au Togo.....	183
FOUSSÉNI NAPO, KOFFI BIOVA ESSIOMLE	
Soutenabilité de la dette publique post-initiative pays pauvres très endettés (PPTE) : une évidence empirique au Togo.....	216

WOULAMÉ OUDJIM, YACOBOU SANOUSSI, KODJO EVLO Déterminants de la malnutrition des enfants au Togo : une analyse par les disparités selon le milieu de résidence	239
JACQUES KIAMBU DI TUEMA, FLORENT JEAN DÉSIRÉ KABIKISSA, FERDINAND MOUSSAVOU, CLAUDE LOMAMA LOMBOTO, ÉTIENNE KIYUNGA TCHANDEMA Banques et opérateurs de téléphonie mobile dans l'inclusion financière en République Démocratique du Congo : concurrence et innovations	261

ÉCART DE PRODUCTION DANS LA ZONE UEMOA : ANALYSE COMPARATIVE D'UNE ÉSTIMATION PAR LA FONCTION DE PRODUCTION, LE FILTRE DE KALMAN ET LE VAR STRUCTUREL BAYÉSIEN

Output gap in the WAEMU zone: Comparative analysis of estimate by production function, Kalman filter and Bayesian structural VAR

THIERNO THIOUNE¹

Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal
Laboratoire d'Analyse, de Recherche et d'Étude du Développement
Centre de Recherches Economiques Appliquées
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
thierno.thioune@ucad.edu.sn
ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-6344-2602>

Abstract: The potential output and output gap concepts are important tools for central banks, and in particular the Central Bank of West African States (BCEAO), to forecast inflation in pursuit of their priority objective of inflation control. The choice of a method for estimating inflation is a delicate one. This paper proposes an estimation of potential output by the unobservable component methods, Watson's (1986) and Kuttner's (1994) approach, and by an economic modelling method, namely the Bayesian structural VAR. It also proposes a comparison of these different methods with the production function, which is widely used in the literature and recognized as the best method for estimating potential output for WAEMU countries. The results indicate that the different approaches as well as the production function explain the different crisis periods identified within the union. The comparative analysis, against all expectations, reveals that only the output gap obtained by the production function does not explain inflation.

Keywords: output gap, inflation, Kalman filter, Bayesian structural VAR, WAEMU.

Résumé : Les notions de production potentielle et d'écart de production (output gap) constituent des outils importants permettant aux banques centrales et en particulier à la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) de prévoir l'inflation dans la poursuite de leur objectif prioritaire de maîtrise de l'inflation. Le choix d'une méthode

¹ BP. 5005, Dakar Fann, Sénégal.

d'estimation de l'inflation s'avère délicat. Ce papier propose une estimation de la production potentielle par les méthodes à composantes inobservables, l'approche de Watson (1986) et celle de Kuttner (1994), et par une méthode de modélisation économique, notamment le VAR structurel bayésien. Il propose également une comparaison de ces différentes méthodes avec la fonction de production très usitée dans la littérature et reconnue comme meilleure méthode d'estimation de la production potentielle pour les pays de l'UEMOA. Les résultats indiquent que les différentes approches ainsi que la fonction de production expliquent les différentes périodes de crise recensées au sein de l'union. L'analyse comparative, contre toute attente, révèle que seul l'output gap obtenu par la fonction de production n'explique pas l'inflation.

Mots-clés : output gap, inflation, filtre de Kalman, VAR structurel bayésien, UEMOA.

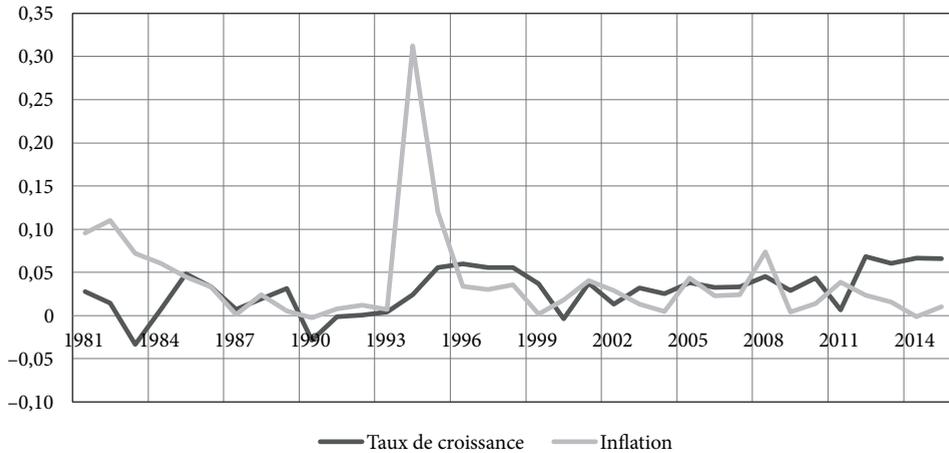
JEL classification : E23, E32, E31, C51, O55.

Introduction

Afin d'assurer la maîtrise de l'inflation, une Banque Centrale utilise un indicateur clé qu'est l'écart de production. Ce dernier, qui s'entend par la différence entre la production observée et la production potentielle, est au centre de nombreux modèles de prévision et d'analyse utilisés par les Banques Centrales. La production potentielle désigne le niveau maximum de production pouvant être généré sans une hausse de l'inflation. Alors, il est admis que l'écart de production constitue une référence importante pour évaluer les tensions inflationnistes.

En effet, l'inflation accroît la prime de risque sur les taux d'intérêt à long terme et donc réduit les investissements des entreprises. Elle diminue également le pouvoir d'achat des ménages en générant une taxe sur leurs encaisses monétaires. Cette dernière crée ainsi un climat de méfiance des agents économiques qui ont de moins en moins confiance en leur monnaie. Pour s'en prémunir, au sein de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) a fait de la maîtrise de l'inflation son objectif prioritaire. Elle est l'institution mère chargée de la définition de la politique monétaire de l'Union et d'assurer la parité entre le franc CFA et l'Euro. En ce sens, elle se doit de détenir assez de devises afin d'assurer la convertibilité du franc CFA. Elle doit donc suivre certains indicateurs clés utilisés par excellence notamment l'inflation pour prévenir toutes attaques spéculatives.

L'inflation a peu fluctué si ce n'est la dévaluation de 1994. Depuis 1996, l'inflation n'a plus dépassé la barre des 5% en dehors de l'année 2008 correspondant à la crise bancaire et financière internationale où elle a atteint 7,4%. Ainsi, l'inflation semble essentiellement maîtrisée au sein de l'Union avec une moyenne de 3% sur toute la période. Si jusqu'en 1985, l'inflation et le taux de croissance ont évolué en sens



Graphique 1. Évolution du taux de croissance et de l'inflation de l'UEMOA

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

contraire. Ils connaissent une évolution quasi identique (en termes de hausse et de baisse) jusqu'en 2010, confirmant l'hypothèse que la croissance passe par une légère inflation. Par contre, en fin de période, une légère décadence de l'inflation est notée.

Le taux de croissance des pays de l'Union, également, affiche une tendance stable fluctuant dans la bande $-3,3\%$ et $6,8\%$. Les valeurs négatives du taux de croissance proviennent des années 1983 (après la crise de la dette), 1990 et 1991 situant les périodes d'avant la dévaluation. Les taux de croissance les plus élevés proviennent principalement des périodes après crises : en 1985 avec un taux de croissance de $4,5\%$ et en 1996 avec un taux de croissance de près de 6% .

Les autres valeurs les plus élevées proviennent de la période récente où les économies de l'Union ont le vent en poupe. En effet, depuis 2013, le taux de croissance est au-dessus de 6% .

Toutefois, la production potentielle et l'écart de production étant inobservables, leur mesure est difficile. Un large éventail de méthode existe dans la littérature pour leurs estimations. Chacune d'elles fait appel à un arbitrage et aucune d'elles n'est reconnue comme meilleure qu'une autre (Cotis, Elmeskov, & Mourougane, 2004). Néanmoins, une méthode est la plus courante dans la littérature et fait l'objet de convoitise des grandes institutions telles que le Fonds Monétaire International (FMI), la Banque Mondiale : il s'agit de la fonction de production. Cette méthode présente l'avantage de prendre en compte d'autres variables additionnelles telles que le capital et le travail même si elle présente l'inconvénient majeur de ne pas mettre en évidence le lien entre l'économie réelle et l'inflation. Certains travaux, portant sur l'UEMOA, ont d'ailleurs montré que cette méthode est meilleure pour prévoir l'inflation (Diop, 2000 ; Abou & Melesse, 2012). Cependant, parmi

les méthodes de comparaison mises en exergue dans ces deux études, ne figurent aucune méthode portant sur les modèles à composantes inobservables estimés par le filtre de Kalman alors que ces derniers continuent d'être utilisés notamment par le FMI (Abou & Melesse, 2012) et contiennent des variantes prenant en compte l'inflation. De plus, Göran et Kristian (2010) ont montré que les méthodes à composantes inobservables sont meilleures qu'une pléiade d'autres méthodes pour l'estimation de l'écart de production.

Alors, en quoi l'utilisation d'un modèle à composantes inobservables permettrait de mieux prédire l'inflation pour les pays de l'UEMOA que la fonction de production ? Ce papier a donc pour objet de comparer la méthode de la fonction de production à des méthodes à composantes inobservables et par une méthode de modélisation économique, notamment le VAR structurel bayésien, dans l'analyse de l'output gap au niveau de l'UEMOA.

La suite du papier est structurée en trois grandes sections : la première section expose la revue de littérature au sein de laquelle les différentes méthodes d'estimation récurrentes sont présentées ; la deuxième décrit la méthodologie de l'analyse dans laquelle la procédure de comparaison est décrite ; et la troisième présente les résultats.

1. Revue de la littérature et évidences empiriques sur les méthodes d'estimations et de détermination de la production potentielle

Dans la littérature, trois types de fluctuations sont identifiées : le cycle classique, le cycle de croissance et le cycle d'accélération (Anas & Ferrara, 2004 ; Ferrara, 2009)². A cet effet, plusieurs travaux se sont intéressés à l'évaluation de la production potentielle. Le choix des différentes méthodes résulte d'un arbitrage entre disponibilité et fiabilité des données. En effet, en l'absence de données supplémentaires ou de fiabilité de ces dernières, les méthodes univariées sont adéquates. Cependant, l'inconvénient majeur de ces méthodes univariées est de ne prendre en compte aucune information économique pour l'estimation de la production potentielle. Les méthodes multivariées (filtre multivarié et modélisation économétrique) sont quant à elles plus appropriées en ce sens qu'elles permettent une estimation de la production potentielle basée sur des bases plus économiques. Néanmoins, comme notées plus haut, les méthodes multivariées peuvent conduire à un biais lié aux erreurs de mesure des variables additionnelles. C'est en ce sens que Stock et Watson (2008), dans leurs travaux d'analyse empirique de l'inflation et de la courbe

² Anas et Ferraa (2004) ont proposé une chronologie des épisodes conjoncturels français en retenant trois types de fluctuations qui sont identifiées : le cycle classique, le cycle de croissance et le cycle d'accélération.

de Phillips, indiquent que les prévisions de la courbe de Phillips (interprétées au sens large comme des prévisions utilisant une variable d'activité) sont meilleures que d'autres prévisions multivariées, mais leur performance est épisodique, parfois meilleure et parfois moins bonne qu'une analyse de référence univariée.

Il convient de préciser qu'aucune méthode n'est théoriquement meilleure qu'une autre pour l'estimation de la production potentielle (Kabuya Kalala & Tsasa V. Kimbambu, 2012 ; Cotis et al., 2004).

Toutefois, la Banque de France (2015), dans l'analyse d'une méthodologie largement utilisée par les organisations internationales qui présente l'avantage de pouvoir expliciter les sources de la croissance (potentielle), recommande l'utilisation de plusieurs méthodes pour déterminer la production potentielle. En ce sens, Brouwer (1998) a procédé à une estimation de la production potentielle en Australie en utilisant 5 méthodes : la tendance linéaire, le filtre HP, le filtre HP multivariée, la méthode des composantes inobservables et la méthode de la fonction de production. Ces résultats ont révélé que même si l'output gap estimé est imprécis, car dépendant de la méthode utilisée, la tendance générale de son évolution est la même, quelle que soit la méthode utilisée. Heba (2011), en procédant de la même manière que Brouwer (1998), sans toutefois utiliser exhaustivement les mêmes méthodes, aboutit à des résultats différents pour l'Égypte. Pour l'estimation de la production potentielle, ce dernier a eu recours aux filtres univariés (filtre de HP et lissage médian), mais aussi à une méthode multivariée qui est celle de la fonction de production. Il trouve que l'estimation par la fonction de production fournit de meilleurs résultats et l'estimation par le filtre HP ne reflétant pas les effets de la crise financière. Lequien et Montaut (2014) mettent en avant quatre méthodes d'estimation de la production potentielle pour la France à savoir l'approche désormais habituelle de la fonction de production à deux facteurs, capital et travail ; la variante de celle-ci a un facteur de production, le travail ; le filtre multivarié enrichi par des indicateurs conjoncturels et l'estimation directe de l'output gap par une analyse en composante principale. Pybus (2011) fait référence à la dernière méthode moins commune proposée par « Office for Budget Responsibility » qui retient comme estimateur de la production potentielle, le premier facteur d'une analyse en composante principale sur 12 indicateurs du cycle économique. Ces indicateurs sont retenus en diversifiant suivant leur provenance (enquêtes de conjoncture, comptes nationaux), la représentativité des différents marchés (des biens et services, du travail, de l'immobilier) et secteurs (industrie, services et construction).

Alors que la fonction de production figure dans la gamme des méthodes proposées plus haut, Göran et Kristian (2010), en recherchant une meilleure méthode pour l'estimation de la production potentielle en Suède, utilise trois méthodes dans lesquelles ne figure pas la fonction de production. Il s'agit du VAR structurel, des méthodes à composantes inobservables et du filtre HP multivarié. Pour chacune

de ces méthodes, plusieurs spécifications ont été introduites. Afin de retenir la meilleure méthode, les auteurs proposent un modèle de gap de production et retiennent la méthode permettant de mieux prédire l'inflation. Leurs résultats révèlent que la méthode des composantes inobservables a les meilleurs critères relativement aux autres modèles. Dans le même ordre d'idées, Daba, Keungne et Mounkala (2016) s'intéressent à l'estimation de l'écart de production pour les pays de la CEMAC sur des données trimestrielles couvrant 2000–2014 en utilisant trois méthodes : le filtre HP, un modèle à composantes inobservées et un modèle VAR structurel. Toutefois, ces derniers n'obtiennent pas des résultats concluants. L'écart de production ressort une incidence très faible sur l'inflation dans la CEMAC. Les estimations de l'écart de production leur ont permis d'analyser la synchronisation des cycles et la causalité entre inflation et écart de production au sein de la CEMAC. Leurs résultats indiquent une corrélation positive entre les cycles du Cameroun et de la Guinée Équatoriale et une absence générale de causalité entre inflation et écart de production.

Contrairement aux auteurs précédents ayant estimé la production potentielle par plusieurs méthodes, Kabuya Kalala et Tsasa V. Kimbambu (2012) proposent une estimation de la production potentielle au Congo sur la période 1960–2009 en utilisant uniquement le filtre de HP. La particularité de leur analyse réside dans le choix du paramètre de lissage de ce filtre. En se basant sur 6 hypothèses économiques, ces derniers ont retenu comme paramètre de lissage du filtre HP, la moyenne des paramètres recommandés dans la littérature.

En utilisant le filtre de Hodrick-Prescott, le filtre moyenne-mobile, la tendance simple, la tendance segmentée, le modèle vectoriel autorégressif (VAR) et la fonction de production, Diop (2000), estime la production potentielle des pays de l'UEMOA. Sa méthodologie a consisté à retenir une méthode d'estimation de l'écart de production qui explique le mieux le taux d'inflation. Ainsi, ses résultats révèlent que c'est la méthode de la fonction de production qui conduit à la « meilleure » estimation de la production potentielle pour l'UEMOA. Il note toutefois certaines insuffisances de cette méthode notamment en ce qui concerne la disponibilité de données statistiques et la difficulté d'évaluation du stock du capital. Abou et Melesse (2012), en se basant sur la même méthodologie que Diop (2000), ont abouti au même résultat indiquant que la fonction de production est celle fournissant une meilleure estimation de la production potentielle pour le Bénin.

Sene et Thiaw (2011) fournissent une estimation de la production potentielle du Sénégal par un modèle DSGE sur la période 1980–2008. Après avoir rappelé les limites de la méthode de la fonction de production, ils justifient leurs approches par le fait que les fluctuations de la production potentielle tirée des modèles DSGE sont plus importantes et par la supériorité des modèles DSGE dans la prévision de certaines variables macroéconomiques clés. Les résultats du modèle DSGE indiquent que les fluctuations de la production potentielle sont essentiellement expliquées

par les chocs sur la productivité et, dans une moindre mesure, par les chocs sur le taux d'intérêt et les dépenses publiques.

Soumare (2016) a évalué l'écart de production de l'UEMOA à l'aide du filtre de Hodrick et Prescott (HP) corrigé à l'aide de la moyenne mobile autorégressive intégrée (ARIMA). Après avoir relevé les limites du filtre HP, il a insisté sur le biais de fin de période qu'il a corrigé par la prévision en utilisant la méthode de la moyenne mobile autorégressive intégrée. L'auteur a néanmoins précisé que sa méthode d'estimation ne donne pas les effets spécifiques du cycle sur les facteurs de production.

En nous focalisant sur les travaux sur l'UEMOA, nous nous rendons compte qu'aucune approche comparative entre la fonction de production, les méthodes à composantes inobservées et les méthodes de modélisation multivariée n'est fournie. Tout ceci justifie le choix de ce papier.

2. Méthodologie de recherche

2.1. Méthode de la fonction de production

La méthode la fonction de production propose une estimation de la fonction de production à partir d'une équation de type Cobb-Douglas. La spécification que l'on retrouve majoritairement dans la littérature peut se présenter comme suit :

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

où Y_t désigne l'output (PIB), L_t et K_t respectivement le travail et A_t le capital et la productivité globale des facteurs. Une hypothèse additionnelle est celle des rendements constants stipulant que la somme des élasticités vaut 1.

L'estimation de la production potentielle passe par la détermination du niveau potentiel de ces différentes composantes i.e. A_t , L_t et K_t . Le niveau de ces composantes est déterminé par le filtre de Hodrick-Prescott souvent retenue dans la littérature³.

Le stock de capital étant difficile à mesurer, nous utilisons la même méthode que Heba (2011) pour sa détermination. Ce dernier est parti de l'équation dynamique d'accumulation du capital formulée comme suit :

$$K_t = I_t + (1 - \phi)K_{t-1} \quad (2)$$

où I_t désigne l'investissement à la période t et ϕ le taux de dépréciation du capital. Le stock de capital K_t est alors obtenu par la formule :

³ Diop (2000) et Abou et Melesse (2012).

$$K_t = (1-\phi)^t K(0) + \sum_{i=0}^{t-1} I_{t-i} (1-\phi)^i \quad (3)$$

où $K(0)$ désigne le stock initial de capital. Nehru et Dhareshwar (1993) proposent une estimation de ce stock initial par la formule :

$$K(0) = \frac{\hat{I}(1)}{g + \phi} \quad (4)$$

où g est le taux de croissance moyen du PIB et $\hat{I}(1)$ la prédiction de la valeur initiale de l'investissement après régression du logarithme de cette dernière sur le temps. La valeur retenue pour ϕ est 0.04. Cette dernière est la même que celle utilisée par Nehru et Dhareshwar (1993) et correspond aussi à l'estimation du taux de dépréciation du capital estimée par Bu (2006) pour la Côte d'Ivoire.

En ce qui concerne le travail, nous retenons comme proxy la population active. Il faut noter qu'une autre approche consiste en l'estimation du niveau potentiel de la population active par l'estimation du niveau potentiel du taux de chômage. Toutefois, une telle approche ne saurait être utilisée ici en raison des biais liés à l'estimation du taux de chômage.

La productivité globale des facteurs est quant à elle obtenue en retenant le résidu de l'estimation de l'équation après log-linéarisation. Son potentiel est ensuite déduit par le filtre de HP. Il convient de préciser que pour tous les filtres de HP appliqués pour la méthode de la fonction de production, le paramètre de lissage retenu est 6,5 conformément aux travaux de Ravn-Uhlig (2002).

2.2. Méthode des composantes inobservables estimées par le filtre de Kalman

La méthode des composantes inobservables décompose la production en deux composantes inobservables. L'une représente la production potentielle et l'autre l'output gap. Plusieurs variantes de ces méthodes existent dans la littérature. Nous pouvons distinguer les deux variantes suivantes :

La première est relative à la méthode de Watson (1986) qui permet d'obtenir le niveau de la production potentielle en utilisant une approche purement statistique à travers l'estimation du système suivant :

$$\begin{cases} y_t = y_t^p + y_t^c \\ y_t^p = a + y_{t-1}^p + \eta_t^p \\ y_t^c = \varphi_1 y_{t-1}^c + \varphi_2 y_{t-2}^c + \eta_t^c \end{cases} \quad (5)$$

Au sein du système précédent s'inscrivant dans le champ des modèles espace-état, y_t désigne la production, y_t^p désigne celle potentielle, y_t^c l'output gap, φ_1 et des φ_2 constantes connues. La forme globale des modèles espace-état est présentée en annexe 1 ainsi que le filtre de Kalman étant la méthode utilisée pour l'estimer. En annexe 3 figurent les estimations par maximum de vraisemblance des paramètres φ_1 et φ_2 .

L'approche de Watson (1986) tout comme celui du filtre de HP souffre de la non-prise en compte du comportement de l'économie. En effet, aucune autre information économique n'intervient dans la méthode de filtrage. Face à ses critiques, Kuttner (1994) adjoint au système précédent la relation de la courbe de Philips entre l'output gap et l'inflation.

La seconde relative à celle de Kuttner (1994) propose de recourir au système suivant pour l'estimation de la production potentielle :

$$\begin{cases} y_t = y_t^p + y_t^c \\ \Delta\pi_t = u_\pi + \beta y_t^c + \epsilon_t + \delta_1 \epsilon_{t-1} \\ y_t^p = a + y_{t-1}^p + \eta_t^p \\ y_t^c = \varphi_1 y_{t-1}^c + \varphi_2 y_{t-2}^c + \eta_t^c \end{cases} \quad (6)$$

avec $\Delta\pi_t$ la variation de l'inflation, ϵ_t et ϵ_{t-1} des termes d'erreurs montrant la dynamique de l'inflation et u_π une constante. La différence par rapport au second système consiste en l'ajout de la seconde équation du système (6) représentant la courbe de Philips. Les paramètres δ_1 , φ_1 et φ_2 du système (6) estimé par maximum de vraisemblance figure en annexe 3.

2.3. Méthode de modélisation multivariée : VAR structurel bayésien

Destais, Lecuyer, Mazzi et Savio (2005) estiment le produit potentiel et de l'écart de production de la zone euro basée sur un modèle VAR structurel. Chagny et Döpke (2001) reconnaissent dans leur papier que la méthode basée sur la fonction de production semble être théoriquement la plus robuste, cependant, elle est aussi la plus difficile à calculer. En effet, elle demande de disposer d'une grande quantité d'information, ce qui est difficilement repérable surtout à haute fréquence. Elle semble donc être plutôt appropriée pour des analyses de long terme. Destais et collaborateurs (2005) affirment que par contre, les modèles VAR sont un outil simple et flexible qui permet d'intégrer de manière optimale l'approche dynamique typique des modèles basés sur les séries chronologiques et les contraintes dictées par la théorie économique.

Les modèles VAR ont été critiqués dans littérature pour leur faiblesse dans l'interprétation économique des fonctions de réponses impulsionnelles suites aux

chocs. Pour pallier cela, les modèles VAR structurels (SVAR) ont été introduits comme instruments solides et pratiques pour pouvoir modéliser une économie donnée et interpréter par la suite les chocs externes ainsi que les chocs de politique économique.

Cependant, les modèles SVAR sont critiqués pour le fait qu'ils s'appuient uniquement sur l'information disponible au niveau des données. Par conséquent, cette approche semble ignorer la dimension inobservable qui peut limiter l'interprétation économique. Ceci a conduit au développement de l'estimation par l'approche bayésienne à travers les modèles VAR structurels bayésiens. Avec ces modèles, il est possible d'introduire des informations supplémentaires sur les contraintes d'identifications ainsi que sur les paramètres du modèle en s'appuyant sur des distributions probabilistes, appelées distributions a priori. Le choix de ce modèle s'explique aussi par les travaux sur la datation du cycle économique français par Damette et Rabah (2010). Ces derniers estiment un modèle à changement de régime markovien pour identifier les quatre récessions connues en France sur la période 1970–2009. Ils retrouvent les mêmes résultats que ceux de l'algorithme de Bry-Boschan (1971), mais proposent une estimation basée sur une méthodologie bayésienne pour mieux apprécier la robustesse de leurs résultats.

Sur la base des travaux de Sims et Zha (1998) la modélisation SVAR prend la forme suivante :

$$YA_0 - XA_+ = E \quad (7)$$

où Y est une matrice $T \cdot m$ de m variables, A_0 est une matrice $m \cdot m$, X est une matrice $T \cdot k$, A_+ est une matrice $k \cdot m$ et E une matrice est $T \cdot m$.

X contient les valeurs retardées de Y et une colonne qui correspond à la constante. T est le nombre d'observations, m est le nombre d'équations et $k = mp + 1$ est le nombre de coefficients correspondant à X . p est le nombre de lags du modèle.

Soit,

$$Z = [Y - X], \text{ et } A = \begin{bmatrix} A_0 \\ A_+ \end{bmatrix}, a = \text{vec}(A), a_0 = \text{vec}(A_0), a_+ = \text{vec}(A_+) \quad (8)$$

$\text{vec}(\cdot)$ n'est autre que l'empilement des colonnes de la matrice concerné. Ensuite, a est supposé avoir une distribution a priori de la forme suivante :

$$\pi(a) = \pi_0(a_0) \phi(a_+ - \mu(a_0); H(a_0)) \quad (9)$$

Il faut noter que $\pi_0(a_0)$ est la distribution marginale de a_0 , et $\phi(\cdot; \Sigma)$ est une distribution normale avec la matrice de covariance. Sims et Zha (1998) proposent la fonction de densité a posteriori de a , en se basant sur l'hypothèse de la distribution a priori et sur la forme de la fonction de vraisemblance.

$$q(a) \propto \pi_0(a_0) |A(0)|^T |H(a_0)|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp \left[-0,5 (a_0' (I \otimes Y' Y) a_0 + \right. \\ \left. - 2a_+' (I \otimes X' X) a_0 + a_+' (I \otimes X' X) a_+' + (a_+' - \mu(a_0))' H(a_0)^{-1} (a_+' - \mu(a_0)) \right] \quad (10)$$

Ils en déduisent que la distribution a posteriori a_+/a_0 de suit une loi gaussienne ce qui rend facile l'échantillonnage par la méthode de Monte Carlo. Le point de départ de notre formulation des prior (distribution a priori) est l'approche de Litterman (1986) appelée prior de Minnesota. Mais Sims et Zha (1998) s'inspirent des travaux de Litterman (1986) et améliorent cette approche pour l'appliquer aux modèles structurels. Néanmoins, leurs travaux ont connu des limites concernant la distribution a priori inconditionnelle de la matrice des effets instantanés A_0 . Ceci a fait l'objet des travaux de Waggoner et Zha (2003) qui ont développé l'algorithme de simulation de Monte Carlo (MCMC) afin de générer un distribution a priori de la matrice A_0 . En exécutant l'algorithme de Monte Carlo, les distributions a priori ont été obtenues.

Quant aux distributions a posteriori, nous avons utilisé l'échantillonnage de Gibbs qui génère par plusieurs itérations, des trajectoires déduites des distributions a posteriori conditionnelles complètes des paramètres du modèle B-SVAR. La moyenne des différentes trajectoires simulées converge en probabilité vers la trajectoire de la distribution a posteriori jointe du modèle en question. Concernant la matrice A_+ , les distributions a priori sont obtenues suite à des simulations qui apportent de meilleures prévisions du modèle et qui minimisent les statistiques que sont : l'erreur quadratique moyenne (RMSE) et l'erreur absolue moyenne (MAE).

2.4. Comparaison des méthodes d'estimation de la production potentielle

Pour la comparaison des méthodes d'estimations de la fonction de production, plusieurs approches existent dans la littérature. Göran et Kristian (2010) ont effectué un regroupement en critères qualitatifs et quantitatifs. Pour ce qui est des critères qualitatifs, celui revenant le plus dans la littérature⁴ est la consistance entre les résultats de l'output gap et les réalités vécues par l'économie (l'habileté de l'output gap à coïncider avec les périodes de chocs ou de reprise connues dans l'économie). Dans la suite de ce travail, c'est ce dernier qui sera retenu comme critère qualitatif.

En ce qui concerne ceux quantitatifs, contrairement aux travaux de Diop (2000) et Abou et Melesse (2012) ayant retenu comme méthode celle qui explique le mieux l'inflation, les travaux de Camba-Menez et Rodriguez-Palenzuela (2003) ressortent comme principal critère l'habileté de la méthode à prévoir l'inflation. En nous

⁴ Pour plus de critères, cf. Cotis et collaborateurs (2005).

inspirant des travaux de Göran et Kristian (2010), la comparaison suivant le critère quantitatif suivra les étapes suivantes :

Étape 1 : Le modèle benchmark d'inflation

Au niveau de cette étape, nous allons partir d'un modèle benchmark d'estimation de l'inflation. Le modèle benchmark de l'inflation peut s'écrire comme suit :

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1,t} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \pi_{t-j} + \epsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \epsilon_{t-i} \quad (11)$$

où π_t désigne l'inflation annuelle, $D_{1,t}$ une indicatrice prenant 1 en 1994 et 0 dans le cas contraire permettant de capter l'effet de la dévaluation. L'équation (11) revient simplement à faire suivre à l'inflation un processus ARIMA. Après estimation de l'équation (11) sur la période 1980–2009 (soit 30 ans⁵), nous procéderons à la prévision sur les six dernières années (2010–2015). Afin de s'assurer de la stabilité des coefficients avant la prévision, le test de changement structurel de CUSUM sera effectué. Suite aux prévisions, il s'agira de calculer le RMSE (Root Mean Square Error) entre les six valeurs prédites et les valeurs actuelles de l'inflation. On notera ce RMSE : $REMSE_{benchmark}$.

Étape 2 : Ajout de l'output gap au modèle benchmark

Cette étape consiste en l'estimation d'un modèle alternatif en ajoutant l'output gap retardé comme variable explicative dans le modèle benchmark (7). La nouvelle équation peut se présenter comme suit :

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1,t} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \pi_{t-j} + \epsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \epsilon_{t-i} + gap_{t-1} \quad (12)$$

où gap_{t-1} désigne l'output gap retardé. Cette dernière est préférée à celui à l'instant en raison de l'hypothèse que c'est l'output gap de la période $t-1$ qui permet aux autorités de prédire l'inflation de la période t . En effet, nous cherchons un modèle permettant à la Banque Centrale de stabiliser l'inflation. Ainsi, l'output gap de l'année précédente pourrait constituer un signal pour l'inflation à la période suivante. Il faut dire que cette analyse serait plus adéquate sur des données mensuelles. Cependant, en l'absence de telles données et en raison des biais liés aux méthodes de trimestrialisation, les données annuelles sont utilisées dans cette étude.

Tout comme au niveau de l'étape 1, le RMSE sera calculé sur les six valeurs prédites à partir de l'équation (12). Ainsi, quatre RMSE seront calculés suivant que soit utilisé l'output gap de la fonction de production, de Watson (1986), de Kuttner

⁵ Cette période est retenue, car nous la jugeons suffisante pour effectuer de bonne prévision.

(1994) et du VAR structurel bayésien. Nous les désignerons respectivement par $RMSE_{fp}$, $RMSE_{watson}$, $RMSE_{kuttner}$ et $RMSE_{B-SVAR}$.

Étape 3 : Calcul du RMSE relatif

La troisième et dernière étape va consister au calcul d'un RMSE relatif désignant le rapport entre les RMSE obtenus à la deuxième étape et le $RMSE_{benchmark}$. Nous aurons ainsi un RMSE relatif pour la méthode de fonction de production, de Watson (1986), Kuttner (1994) et du VAR structurel bayésien. Le RMSE relatif s'obtient comme suit :

$$RMSE_{r : fp, watson, kuttner, bsvar} = \frac{RMSE_{fp, watson, kuttner, bsvar}}{RMSE_{benchmark}} \quad (13)$$

Un RMSE relatif inférieur à 1 indique que la méthode permet une meilleure prévision de l'inflation que le modèle benchmark. Par contre, lorsqu'il est supérieur à 1, c'est le modèle benchmark qui l'emporte ; autrement, l'ajout de l'output gap considéré n'améliore pas la prévision de l'inflation.

2.5. Analyse de la robustesse des résultats

Dans le but de s'assurer de la robustesse des résultats, cette étude propose la construction de deux tests statistiques. La première pour comparer chaque modèle au benchmark et la seconde pour comparer les différentes méthodes entre elles. Le premier test consistera à tester la supériorité de chaque RMSE relatifs à 1. Il peut s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} H_0 : RMSE_{r : fp, watson, kuttner, bsvar} \geq 1 \\ H_1 : RMSE_{r : fp, watson, kuttner, bsvar} < 1 \end{cases} \quad (14)$$

N'ayant pas connaissance de la loi suivie par les RMSE relatifs, leur distribution sera obtenue à travers un bootstrap avec 10 000 réplifications. Suite à cela, une comparaison sera faite entre la statistique calculée et celle observée au seuil de 5%. Le test étant unilatérale gauche⁶, l'hypothèse nulle sera rejetée lorsque la statistique calculée est inférieure à celle observée. En cas de rejet de l'hypothèse nulle, nous pourrions conclure que l'output gap estimé par l'une des méthodes (Fonction de production, Watson (1986), Kuttner (1994) ou B-SVAR) améliore la prévision de l'inflation que le modèle benchmark.

⁶ Le choix du test unilatéral gauche est guidé par le résultat que l'on souhaite obtenir figurant en hypothèse alternative.

Le second test concerne la comparaison successive des RMSE relatifs des différentes méthodes. Ainsi, trois tests de différences seront effectués. Le canevas des hypothèses peut se présenter comme suit :

$$\begin{cases} H_0 : RMSE_{r:m_i} \geq RMSE_{r:m_j} \\ H_1 : RMSE_{r:m_i} < RMSE_{r:m_j} \end{cases} \quad i, j \in \{1, 2, 3, 4\} \quad (15)$$

où m_i désigne la méthode i et $i = 1, 2, 3, 4$ respectivement pour la fonction de production, l'approche de Watson (1986), celle de Kuttner (1994) et l'approche du B-SVAR. De même que précédemment, la distribution de la statistique des tests sera obtenue par bootstrap. S'agissant également d'un test unilatéral gauche, l'hypothèse nulle sera rejetée lorsque la statistique calculée est inférieure à celle observée.

Il convient de préciser qu'en cas de non-rejet de l'hypothèse nulle, nous ne pourrions conclure quant à la supériorité d'une méthode sur une autre.

Pour cette analyse, nous posons les hypothèses suivantes :

- l'output gap obtenu par la méthode des composantes inobservables agit positivement et significativement sur l'inflation ;
- les méthodes à composantes inobservables permettent de mieux prédire l'inflation ;
- les méthodes à composantes inobservables sont meilleures que celle de la fonction de production ;
- la méthode de modélisation multivariée est meilleure à celles des composantes inobservables.

La première hypothèse suit la théorie de la courbe de Philips stipulant qu'une période d'expansion (output gap positif) devrait aller de pair avec une inflation.

Les données utilisées, notamment le PIB réel et l'inflation, sont agrégées pour l'ensemble de l'UEMOA. Ces données proviennent de la base de données de la BCEAO et couvrent la période 1980–2015, soit une série de 36 observations par variable.

3. Résultats et discussions

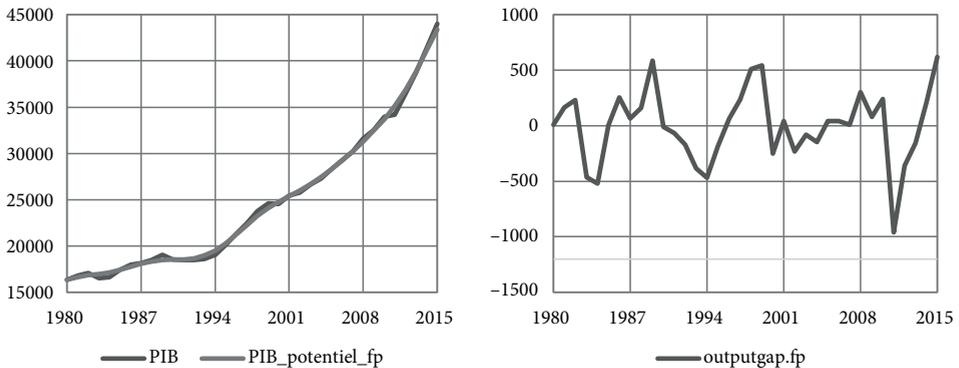
3.1. Résultats de l'estimation de la production potentielle par la méthode de la fonction de production et comparaison suivant le critère qualitatif

Le graphique 2 montre d'une part l'évolution conjointe du PIB et de la production potentielle estimée par la méthode de la fonction de production et d'autre part, l'évolution de l'output gap déduite. L'analyse de l'évolution de l'output gap permet

de comparer les épisodes de récessions⁷ (output gap négatif) aux différents chocs effectivement subis par les pays de l'Union.

L'output gap obtenu par la méthode de la fonction de production permet de distinguer principalement deux périodes de récession : la période 1982–1984 et celle de 1989–1994. La première période correspond à la crise de la dette de 1982. En effet, après la décision du Mexique en 1982 de suspendre le paiement des intérêts dus dans le cadre du service de la dette, de nombreux pays en voie de développement sont devenus insolvables en raison de la hausse des taux d'intérêt conjuguée à la baisse des recettes d'exportations. Cette crise s'est ensuite traduite par la raréfaction des crédits conduisant à une limitation des flux de capitaux. Ainsi, l'output gap obtenu par la fonction de production rend bien compte de cette crise.

La période 1989–1994 rend compte de la période de pré-crise avant la dévaluation de 1994. Au cours de cette période, les pays de l'Union connaissent un marasme économique caractérisé par un manque de compétitivité et une faiblesse du pouvoir d'achat des consommateurs. Les capacités de production étaient alors limitées. En comparaison avec la crise précédente (1982–1984), l'output gap estimé par la fonction de production suggère que le niveau de production potentielle est plus important en 1982 qu'en 1994. Le niveau le plus bas de l'output gap est obtenu en 2011. La légère reprise en 2012 laisse comprendre que cette période constitue un choc. Cette année coïncide avec la période de crise post-électorale en Côte d'Ivoire



Graphique 2. PIB, PIB potentiel et output gap estimés par l'approche de la fonction de production

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

⁷ La notion de récession utilisée dans cette étude est celle de l'OCDE. Selon l'OCDE, sur un raisonnement annuel, une récession peut se définir comme une période d'au moins deux ans pendant laquelle l'écart de production cumulé atteint au moins 2% de Produit intérieur brut (PIB) et la production devient inférieure d'au moins 1% à la production potentielle durant une année au moins (*Perspectives économiques de l'OCDE*, 2008, 2, 31).

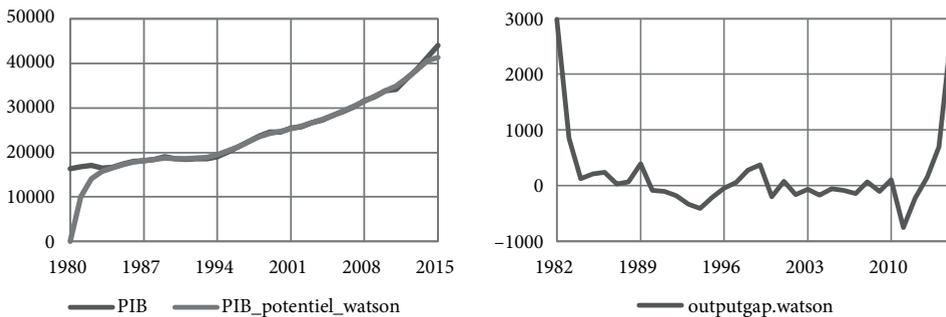
locomotive de l'Union. Selon l'approche de la fonction de production, les pays de l'Union ont connu leur expansion sur les périodes : 1988–1989, 1998–1999 et la période récente 2014–2015.

En dépit de l'explication de certaines périodes dans les expériences des pays de l'Union, l'output gap estimé par la fonction de production ne semble pas rendre compte des effets post-ajustement structurel de 1980 où le niveau d'emploi a diminué.

3.2. Résultats de l'estimation de la production potentielle par la méthode des composantes inobservables

Conformément à la méthodologie, deux méthodes d'estimation de la production potentielle par les composantes inobservables sont présentées dans ce document : la méthode de Watson (1986) et celle de Kuttner (1994).

La méthode de Watson (1986)

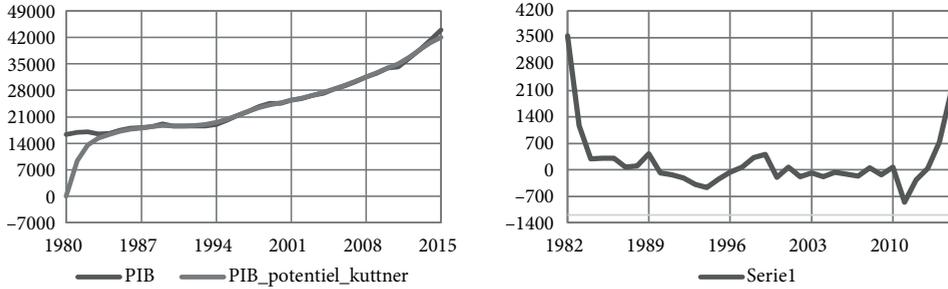


Graphique 3. PIB, PIB potentiel et Output gap estimés par l'approche de Watson (1986)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

Le graphique 3 montre l'évolution conjointe de la production effective et de celle potentielle estimée par la méthode de Watson (1986) ainsi que l'output gap correspondant. Il faut noter que les méthodes des composantes inobservables souffrent d'un problème d'initialisation. En effet, la valeur d'initialisation est arbitraire et la série s'ajuste après au fur et à mesure. Ainsi la méthode ne permet pas de capter les effets de la crise de la dette de 1982 puisque l'output gap est resté positif. Néanmoins, elle rend compte parfaitement de la période de pré-crise avant la dévaluation de 1994. Les périodes d'expansion relevées sont les mêmes que celles obtenues par la fonction de production. Toutefois, la période d'expansion correspondant à 2014–2015 semble plus accentuée selon la méthode de Watson (1986).

La méthode de Kuttner (1994)



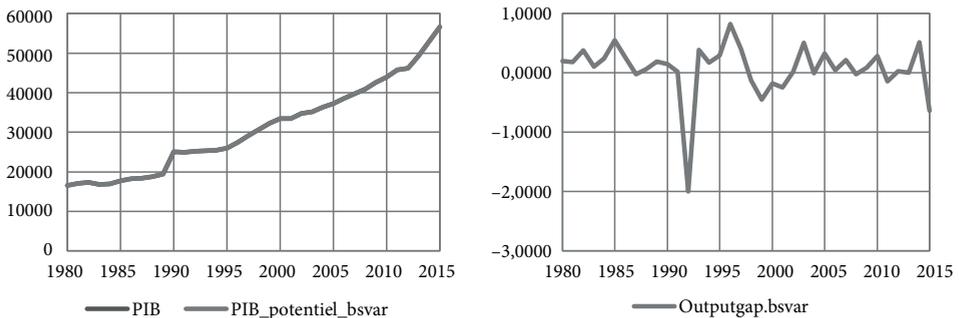
Graphique 4. PIB, PIB potentiel et output gap estimés par l'approche de Kuttner (1994)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

L'estimation de la production potentielle par la méthode de Kuttner (1994) révèle une grande similarité avec celle de Watson (1986). La principale différence provient de l'effet d'expansion moindre observée pour la méthode de Kuttner (1994) par rapport à celle de Watson (1986) ressorti en fin de période 2014–2015.

3.3. Résultats de l'estimation de la production potentielle par la méthode de modélisation multivariée : VAR structurel bayésien

L'estimation de la production potentielle par la modélisation du VAR structurel bayésien donne, d'un point de vue qualitatif, une meilleure qualité de représentation. Contrairement aux autres méthodes, la méthode B-SVAR donne vraisemblablement une meilleure estimation de la production potentielle. En effet, la courbe de la production potentielle estimée se confond quasiment à celle de la production



Graphique 5. PIB, PIB potentiel et output gap estimés par le VAR structurel bayésien

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

observée. De plus l'output gap estimé tient compte de l'effet prononcé de la crise de la dévaluation de 1994.

L'analyse suivant le critère qualitatif montre que les différentes méthodes sont semblables, même si des différences sont notées en termes d'intensité de reproduction des différentes phases du cycle économique des pays de l'UEMOA. Nous procédons, dans la section suivante, à une analyse suivant le critère quantitatif.

3.4. Résultats des estimations des modèles benchmark et alternatif et comparaison

Après les tests de spécification (détermination de la spécification ARIMA) ayant permis de retenir un modèle ARIMA (1,0,0) et la validation des tests post-estimations (homoscédasticité, autocorrélation et normalité), les résultats des estimations du modèle benchmark et des modèles alternatifs sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 1. Résultats des estimations

	Benchmark	Output gap fonction de production	Output gap de Watson (1986)	Output gap de Kuttner (1994)	Output gap de BSVAR
inflation(-1)	0,384***	0,357***	0,333***	0,330***	0,992***
Dummy (1994)	0,294***	0,286***	0,296***	0,297***	0,575
Output_gap(-1)	-	-1,688 10 ⁻⁵	3,603 10 ^{-6**}	3,666 10 ^{-6**}	2,371***
Constante	0,015*	0,017**	0,014**	0,014**	0,575**
R ² ajusté	0,852	0,851	0,884	0,887	0,961

Notes : * ; ** ; *** : significatif respectivement au seuil de 10%, 5% et 1%.

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Nous remarquons que par rapport au modèle benchmark, celui avec l'output gap de la fonction de production ne semble pas améliorer la prévision de l'inflation puisque le R^2 a diminué relativement au modèle benchmark. En effet, l'output gap retardé de la fonction de production est non significatif, mais a également un signe négatif. Ce signe négatif va à l'encontre des résultats attendus en ce sens où, une augmentation de l'output gap (traduisant une période d'expansion) devrait engendrer des tensions inflationnistes. Ce résultat contredit ceux de Diop (2000) pour les pays de l'UEMOA et Abou et Melesse (2012) au Bénin.

Les estimations par les deux méthodes de composantes inobservables fournissent quant à elles des résultats plus probants. En effet, l'output gap retardé est significatif au seuil de 5% et positif. Ce signe est conforme au signe théorique attendu. Il est également observé une amélioration du R^2 par rapport au modèle benchmark (0,884 et 0,887 par rapport à 0,852 pour le modèle benchmark).

Outre, un R^2 plus élevé que celui des autres méthodes, la méthode BSVAR donne des résultats plus probants. L'output gap retardé est significatif au seuil de 1% et est également positif. La méthode BSVAR, considérant le critère du R^2 , estime mieux l'inflation.

Afin d'affiner la comparaison entre les méthodes, des RMSE relatifs ont été calculés sur la base de la prévision sur la période (2010–2015). Afin de s'assurer de la qualité des prévisions, les tests de CUSUM ont été effectués. Les résultats (en annexe 4) révèlent autant pour le modèle benchmark que pour les différents modèles alternatifs une stabilité structurelle des coefficients.

Tableau 2. Résultats des RMSE relatifs

	Fonction de production	Watson (1986)	Kuttner (1994)	BSVAR
RMSE relatif	1,404	0,957	0,946	0,948

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Le tableau 2 présente les RMSE relatifs obtenus par les différentes approches. Il ressort des estimations que l'output gap obtenu par la fonction de production prédit moins l'inflation que le modèle benchmark. Par contre, les approches de Watson (1986), de Kuttner (1994) et BSVAR ont des RMSE relatifs inférieurs à 1 ; ce qui signifie que l'output gap découlant de ces méthodes prédit mieux l'inflation que le modèle benchmark.

En plus, de la comparaison par rapport au modèle benchmark, le RMSE relatif permet également une comparaison entre les méthodes (le dénominateur étant le même). Ainsi, nous retrouvons en tête la méthode de Kuttner (1994) suivi de celle du BSVAR, puis de Watson (1986), et enfin de la fonction de production. Considérant le critère du RMSE relatif, la méthode de Kuttner (1994) et celle du BSVAR, au centième près, semblent être les meilleures méthodes d'estimation de l'output gap permettant de mieux prédire l'inflation.

Nous avons procédé, suite aux différentes estimations, à une analyse de robustesse afin de vérifier laquelle des méthodes est véritablement la meilleure pour prédire l'inflation, mais également pour affiner la comparaison des méthodes précédentes par rapport au benchmark, pour le cas de l'UEMOA.

Comme décrit au niveau de la méthodologie, les résultats du test de comparaison des différentes méthodes au modèle benchmark figurent au sein du tableau 3.

Les résultats indiquent que nous ne pouvons rejeter au seuil de 5% l'hypothèse nulle dans aucun des cas (toutes les statistiques calculées sont supérieures à celles observées). Ainsi, il n'y a pas assez d'évidence statistique pour conclure que l'output gap estimé par les méthodes de la fonction de production, de Watson (1986), de Kuttner (1994) ou du BSVAR améliorent la prévision de l'inflation par rapport au

Tableau 3. Résultats des tests d'hypothèses pour la comparaison par rapport au modèle benchmark

Hypothèse alternative	Statistics calculator	Statistics observed
output gap obtenu par la fonction de production n'améliore pas la prévision de l'inflation que le benchmark	0,404	-0,097
output gap obtenu par Watson (1986) n'améliore pas la prévision de l'inflation que le benchmark	-0,043	-0,123
output gap obtenu par Kuttner (1994) n'améliore pas la prévision de l'inflation que le benchmark	-0,054	-0,139
output gap obtenu par BSVAR n'améliore pas la prévision de l'inflation que le benchmark	-1,6449	-0,2703

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

modèle benchmark. Ainsi, nous ne pouvons conclure significativement que l'une de ces méthodes est meilleure en termes de prévision de l'inflation.

Le tableau 4 présente les résultats des tests sur la comparaison des méthodes d'estimations de la production potentielle entre elles.

Tableau 4. Résultats des tests d'hypothèses relatifs à la comparaison des différentes méthodes entre elles

Hypothèse alternative	Statistics calculator	Statistics observed
Watson (1986) strictement meilleure à la fonction de production	-0,447	-1,126
Kuttner (1994) strictement meilleure à la fonction de production	-0,458	-1,141
Kuttner (1994) strictement meilleure à la méthode de Watson (1986)	-0,011	-0,209
BSVAR strictement meilleure à la fonction de production	-1,645	-2,490
BSVAR strictement meilleure à Kuttner (1994)	-1,645	-2,276

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Les résultats des tests de comparaison montrent que les statistiques calculées sont supérieures à celles observées au seuil de 5%. Ainsi, nous ne pouvons conclure quant à la supériorité d'une méthode par rapport à l'autre en termes de prévision de l'inflation.

Ainsi, l'analyse de la robustesse contraste avec les résultats de la section précédente et montre qu'aucune méthode des composantes inobservables retenues pour cette étude (Watson, 1986 ; Kuttner, 1994) ni celle de la modélisation économique, BSVAR, utilisée pour l'estimation de l'output gap n'est meilleure à celle de la fonction de production.

Conclusion

Ce papier propose une estimation de la production potentielle pour les pays de l'UEMOA à l'aide des méthodes à composantes inobservables, mais aussi à l'aide d'une modélisation économique. Il propose également une comparaison des estimations des différentes méthodes par rapport à celle de la fonction de production. La production potentielle a été estimée par la fonction de production, mais également par deux méthodes à composantes inobservables : la méthode de Watson (1986) et celle de Kuttner (1994) et une méthode de modélisation multivariée, notamment le VAR structurel bayésien. Deux critères sont utilisés pour la comparaison : un critère qualitatif et un autre quantitatif. Le critère qualitatif retenu revient à choisir la méthode dont l'output gap permet de reproduire le cycle économique de l'union : l'habileté de l'output gap à coïncider avec les périodes de chocs ou de reprise connues dans l'économie. Le critère quantitatif revient à retenir la méthode qui améliore le plus la prévision de l'inflation en se basant sur un modèle de gap de production. Pour s'assurer de la robustesse des résultats obtenus, des tests statistiques supplémentaires sont proposés.

Les résultats montrent que les différentes méthodes utilisées pour l'estimation de la production potentielle reproduisent similairement le cycle économique de l'Union, toutefois avec des ampleurs différentes. Le critère qualitatif n'a donc pas permis de conclure quant à la supériorité d'une méthode. La comparaison suivant le critère quantitatif révèle que ce sont les output gap estimés par l'approche de Kuttner (1994) ou par l'approche BSVAR qui permettent de mieux prédire l'inflation. Il ressort également des résultats, la non-significativité de l'output gap obtenu par la fonction de production sur l'inflation. Ce résultat est contraire à celui de Diop (2000) et Abou et Melesse (2012) et interpelle quant à l'utilisation de cette méthode comme celle produisant un output gap permettant de mieux expliquer l'inflation. Toutefois, l'analyse de la robustesse révèle qu'il n'y a pas assez d'évidence statistique au seuil de 5% qui permettrait de conclure que l'output gap obtenu par l'une des méthodes proposées dans cette étude améliorerait la prévision de l'inflation et indiquerait la supériorité d'une méthode sur l'autre.

Considérant les précédents résultats, nous proposons à la banque centrale de l'union une estimation de l'output gap en utilisant l'approche de BSVAR qui non seulement explique au mieux l'inflation, améliore sa prévision par rapport au modèle benchmark, mais permet aussi d'avoir une interprétation économique des paramètres estimés.

Annexe

Annexe 1 : Les modèles espaces états et le filtre de Kalman

Tel qu'introduit par Durbin et Koopman (2012) dans leur livre intitulé *Time Series Analysis by State Space Methods*, la modélisation espace-état fournit une méthodologie globale pour traiter plusieurs sortes de problèmes rencontrés dans l'estimation des séries temporelles. Dans ce modèle, il est supposé que l'évolution dans le temps du système étudié est déterminée par une série $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ à laquelle est associée une série d'observations y_1, \dots, y_n ; la relation entre α_t et y_t étant spécifiée par un modèle espace-état. Le principal but du modèle espace-état est de déterminer dynamiquement le vecteur inconnu α_t grâce à la connaissance de y_t .

Le modèle espace-état général gaussien peut s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t, & \epsilon_t \sim N(0, H_t) \\ \alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + R_t \eta_t, & \eta_t \sim N(0, Q_t) \end{cases} \quad (16)$$

$t = 1, \dots, n$ où y_t est le vecteur des observations, α_t la composante inobservable appelée vecteur d'état. La première équation de (6) est appelée l'équation des observations et la seconde, l'équation d'état. Z_t, T_t, R_t, H_t et Q_t sont des matrices dont les valeurs initiales sont supposées connues. Les erreurs ϵ_t et η_t sont supposées iid et non autocorrélées entre elles.

L'estimation du modèle (6) se fait récursivement. Tout part de l'hypothèse que $\alpha_t \sim N(a_t, P_t)$ avec a_t et P_t connues. Les paramètres Q_t et H_t sont également supposés connus. Sur cette base, il est recherché les distributions de α_t et α_{t+1} sachant Y_t où $Y_t = (y_1', \dots, y_t')$; la distribution de α_t conditionnellement à Y_{t-1} étant $N(a_t, P_t)$. En posant $a_{t|t} = E(\alpha_t | Y_t)$, $a_{t+1} = E(\alpha_{t+1} | Y_t)$, $P_{t|t} = \text{Var}(\alpha_t | Y_t)$, et $P_{t+1} = \text{Var}(\alpha_{t+1} | Y_t)$ les distributions conditionnelles respectives de α_t et α_{t+1} sont données par $N(a_{t|t}, P_{t|t})$ et $N(a_{t+1}, P_{t+1})$. En posant $v_t = y_t - E(y_t | Y_{t-1})$, on obtient $v_t = y_t - Z_t a_t$ car :

$$E(y_t | Y_{t-1}) = E(Z_t \alpha_t + \epsilon_t | Y_{t-1}) = Z_t a_t \quad (17)$$

car $E(\epsilon_t | Y_{t-1}) = 0$ et $E(\alpha_t | Y_{t-1}) = a_t$. Et en posant $F_t = \text{Var}(v_t | Y_{t-1})$, on obtient par quelques calculs, l'algorithme récursif suivant :

$$\begin{aligned} v_t &= y_t - Z_t a_t & ; & \quad F_t = Z_t P_t Z_t' + H_t & \quad ; & \quad a_{t|t} = a_t + P_t Z_t' F_t^{-1} v_t \\ P_{t|t} &= P_t - P_t Z_t' F_t^{-1} Z_t P_t & ; & \quad a_{t+1} = T_t a_t + K_t v_t & \quad ; & \quad P_{t+1} = T_t P_t (T_t + K_t Z_t)' + R_t Q_t R_t' \end{aligned}$$

pour $t = 1, \dots, n$ et $K_t = T_t P_t Z_t' F_t^{-1}$ avec a_1 et P_1 la moyenne et la variance du paramètre initial α_1 . C'est cet algorithme récursif que l'on nomme le filtre de Kalman.

Annexe 2 : Méthodes d'estimations de la production potentielle

Tableau A1. Récapitulatif des méthodes d'estimations de la production potentielle

Méthode		Description
Tendance	tendance linéaire	cette méthode consiste en une régression par les MCO du logarithme du PIB réel sur la constante et le temps : Le PIB potentiel est une fonction linéaire du temps
	tendance segmentée	le PIB potentiel est calculé comme une fonction linéaire suivant chaque cycle. Un cycle étant défini comme une période entre pics de la croissance économique
Filtre univarié	filtre de Hodrick Prescott (HP)	ce filtre extrait la composante tendancielle représentant le PIB potentiel par un arbitrage entre régularité ou non à l'aide d'un paramètre de lissage
	filtre de Baxter et King	filtre linéaire qui élimine la composante tendancielle et celle irrégulière pour retenir une composante intermédiaire représentant le cycle des affaires
	décomposition de Beveridge Nelson	elle impose des restrictions sur la tendance et le cycle pour la décomposition tendance-cycle
	filtre de Kalman	cette méthode procède à une estimation récursive de la production potentielle à l'aide d'un algorithme de filtrage
Filtre multivarié	filtre de Hodrick Prescott Multivarié	ce filtre a été développé par Laxton et Tetlow (1992). Il s'agit d'une extension du filtre de HP par intégration de variables additionnelles
	décomposition de Beveridge Nelson multivarié	cette méthode assume que la tendance suit une marche aléatoire et suppose que les chocs qui agissent sur cette dernière sont une combinaison linéaire des innovations du PIB
	filtre de Kalman multivarié	il s'agit d'une extension du cas univarié prenant en compte certaines équations additionnelles telles que la courbe de Philips
Modélisation économique	la fonction de production	cette méthode propose une approximation de la fonction de production de type Cobb-Douglas
	VAR structurel	elle estime la production potentielle basée sur des hypothèses structurelles au sujet de la nature des perturbations économiques
	DSGE	il s'agit d'une estimation de la production potentielle se basant sur l'approche néoclassique tenant compte des interrelations entre les variables économiques

Source : Auteur.

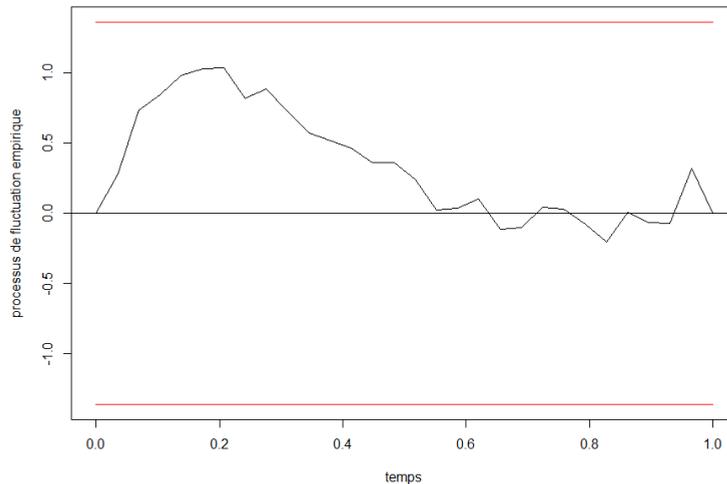
Annexe 3 : Valeurs estimées des paramètres des modèles à composantes inobservables

Tableau A2. Coefficients estimés par maximum de vraisemblance des approches de Watson (1986) et Kuttner (1994)

	Watson (1986)	Kuttner (1994)
δ_1		116,6
φ_1	-1,33	55,54
φ_2	1,78	-57,12

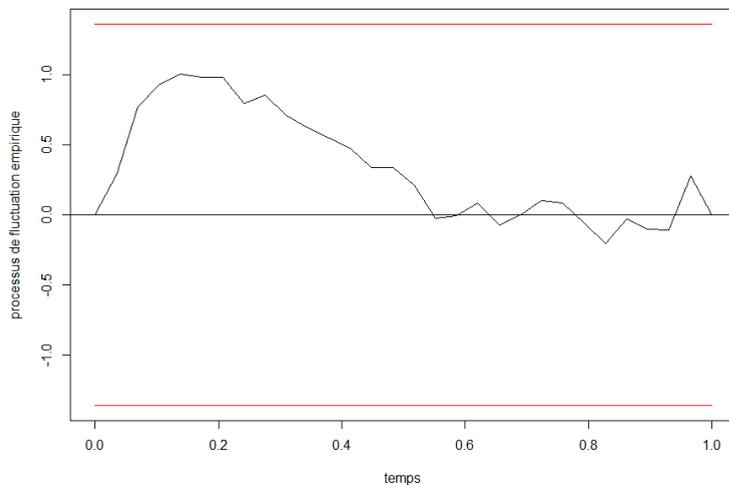
Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Annexe 4 : Résultats des tests de stabilités structurelles sur les modèles d'inflation



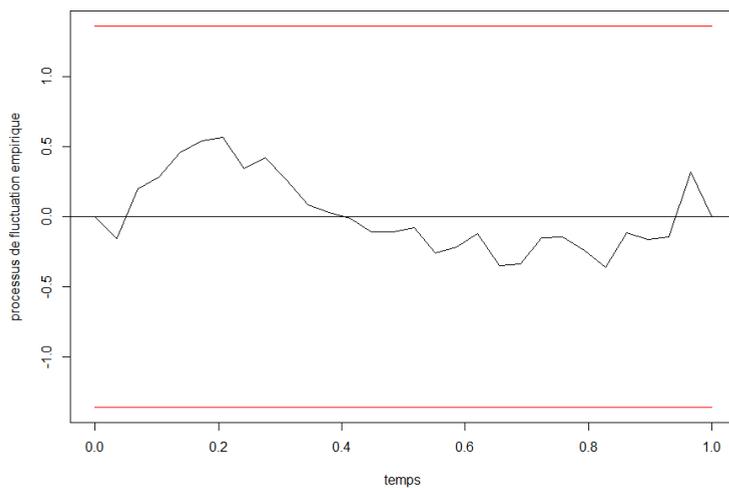
Graphique A1. Stabilité structurelle du modèle benchmark (4)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).



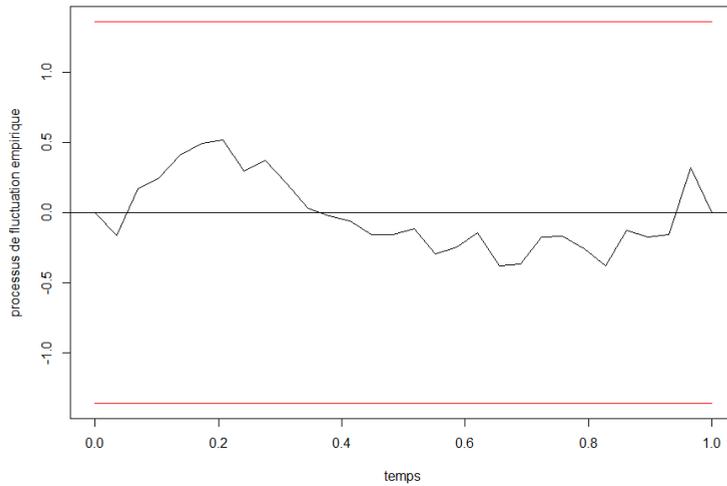
Graphique A2. Stabilité structurelle du modèle (5) avec l'output gap de la fonction de production

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).



Graphique A3. Stabilité structurelle du modèle (5) avec l'output gap de Watson (1986)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).



Graphique A4. Stabilité structurelle du modèle (5) avec l'output gap de Kuttner (1994)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

Annexe 5 : Résultats d'estimation du modèle BSVAR

Priors Sims-Zha du VAR structurel bayésien (obtenus après simulations)

Tableau A3. Paramètres des distributions a priori du modèle BSVAR

Paramètre	Valeur
lambda0	0,08
lambda1	0,3
lambda3	1
lambda4	0,05
lambda5	1
mu5	2
mu6	2
nu	3

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Forme réduite de la matrice autorégressive B (matrice de la valeur a posteriori des paramètres de forme réduite des variables)

Tableau A4. Forme réduite de la matrice B du modèle BSVAR

	PIB	Inflation
PIB	1,018	0,000
Inflation	8,497	1,008

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Nombre de lags du VAR

Tableau A5. Lags optimaux du VAR

Lags	AIC	BIC	HQ
1	16,649	16,926	16,739
2	16,620	17,082	16,771
3	16,785	17,433	16,996
4	16,568	17,401	16,839
5	16,532	17,550	16,864

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

References

- Abou, N. B., & Melesse, F. (2012). Évaluation du PIB potentiel et de l'écart de production dans l'UEMOA. Dakar: BCEAO, Direction de la Recherche et de la Statistique.
- Anas, J., & Ferrara, L. (2004). Detecting cyclical turning points: The ABCD approach and two probabilistic indicators. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2, 193–225.
- Banque de France. (2015). La croissance potentielle: une notion déterminante, mais complexe. *Focus*, 13, 1–8.
- BCEAO. (2016). *Base des Données Économiques et Financières*. Retrieved from <https://edenpub.bceao.int>
- Brouwer, G. de. (1998). *Estimating output gaps*. (Research Discussion Paper, 1–32). Reserve Bank of Australia.
- Bry, G., & Boschan, C. (1971). *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*. New York, London: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Bu, Y. (2006). Fixed capital stock depreciation in developing countries: Some evidence from firm level data. *The Journal of Development Studies*, 42(5), 881–901.
- Camba-Mendez, G., & Rodriguez-Palenzuela, D. (2003). Assessment criteria for output gap estimates. *Economic Modelling*, 20(3), 529–562.

- Chagny, O., & Döpke, J. (2001). *Measures of the output gap in the euro-zone: An empirical assessment of selected methods*. (Kiel Working Paper No. 1053). Kiel: Kiel Institute of World Economics.
- Cotis, J.-P., Elmeskov, J., & Mourougane, A. (2004). Estimates of potential output : Benefits and pitfalls from a policy perspective. In L. Reichlin (Ed.), *The euro area business cycle stylized facts and measurement issues* (pp. 35–60). London: Centre for Economic Policy Research.
- Daba, N., Keungne, K., & Mounkala, E. (2016). *Estimation de l'écart de production et Inflation dans la CEMAC*. (BEAC Working Paper No. 07/16, 1–29).
- Damette, O., & Rabah, Z. (2010). La datation du cycle français : une approche probabiliste. *Revue Française d'Économie*, 24(4), 135–163.
- Destais, G., Lecuyer, C., Mazzi, G. L., & Savio, G. (2005). L'estimation du produit potentiel et de l'écart de production de la zone euro basée sur un modèle VAR structurel. *European Communities*, 36.
- Diop, P. L. (2000). *Estimation de la production potentielle de l'UEMOA*. Dakar: BCEAO, Notes d'Information Statistiques.
- Durbin, J., & Koopman, S. J. (2012). *Time series analysis by state space methods*. Oxford: Oxford University Press.
- Ferrara, L. (2009). Caractérisation et datation des cycles économiques en zone euro. *Revue Économique*, 60(3), 703–712.
- Göran, H., & Kristian, J. (2010). In search of a method for measuring output gap in Swedish economy. *National Institute of Economic Research*, 183.
- Heba, S. (2011). *Estimation of Egypt's potential output and output gap*. (Euroindicators Working Papers, 1–25).
- Kabuya Kalala, F., & Tsasa V. Kimbambu, J.-P. (2012). *Essai d'estimation du PIB potentiel de la République Démocratique du Congo par le filtrage univarié de Hodrick-Prescott*. Laboratoire d'Analyse-Recherche en Économie Quantitative, 11–28.
- Kuttner, K. N. (1994). Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), 361–368.
- Laxton, D., & Tetlow, R. (1992). *A simple multivariate filter for the measurement of potential output*. Ottawa: Bank of Canada.
- Lequien, M., & Montaut, A. (2014). *Croissance potentielle en France et en zone euro: un tour d'horizon des méthodes d'estimation*. (Document de travail, INSEE, 4–47).
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions-five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4, 25–38.
- Nehru, V., & Dhareshwar, A. (1993). A new database on physical capital stock: Sources, methodologies and results. *Revista de Análisis Económico*, 8(1), 37–59.
- Pybus, T. (2011). *Estimating the UK's historical output gap*. (OBR Working Paper No. 1).
- Ravn, M., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–375.
- Sene, S. M., & Thiaw, K. (2011). *La production potentielle du Sénégal : une approche mixte fonction de production-DGSE*. Dakar: Direction de la Prévision et des Études Économiques.
- Sims, C. A., & Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review (Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance)*, 39(4), 949–968.

- Soumare, A. (2016). Évaluation de l'écart de la production de l'UEMOA à l'aide du filtre de Hodrick et Prescott corrigé. *Revue d'Économie Théorique et Appliquée*, 6(1), 1–16.
- Stock J. H., & Watson M. W. (2008). Phillip's curve inflation forecasts. *National Bureau of Economic Research*, 1–84.
- Waggoner, D. F., & Zha, T. (2003). A Gibbs sampler for structural vector auto-regressions, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28, 349–366.
- Watson, M. W. (1986). Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*, 18(1), 49–75.

Alain REDSLOB

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

Dr Claudio RUFF ESCOBAR

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61^e Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl

Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF <http://rielf.aielf.org> ou bien sur le site de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

