

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 10/18 -

La relation entre l'écart de production et l'inflation à la lumière de deux indicateurs concurrents dans la CEMAC

MVONDO Emile Thierry

Docteur en Sciences Economiques

Direction des Etudes, de la Recherche et des Statistiques

mvondot@beac.int

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /
22234060

Fax : (237) 22233329

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

La relation entre l'écart de production et l'inflation à la lumière de deux indicateurs concurrents dans la CEMAC

MVONDO Thierry *

Novembre 2018

Résumé

Cet article compare les contenus informationnels de l'écart de production de la CEMAC, à la lumière de deux indicateurs concurrents. En effet, l'écart de production est un indicateur de l'absence ou de la présence de tensions inflationnistes dans une économie. De ce fait, il rentre dans le premier pilier d'une stratégie de politique monétaire, à l'instar des autres variables permettant à la banque centrale de maîtriser la dynamique des prix. Toutefois, du fait de son caractère inobservable, l'écart de production doit être extrait du PIB à l'aide d'un filtre. La diversité des techniques de filtrage à laquelle l'on peut avoir recours traduit les nombreuses remises en cause dans ce domaine. La dernière en date est la critique de Hamilton (2017) au filtre HP. Selon cet auteur, le filtre HP est sujet à trois écueils susceptibles de biaiser le contenu informationnel de l'écart de production. Il recommande alors, pour s'en départir, la régression du PIB à la date $(t+h)$ sur ses quatre valeurs à partir de la date (t) . Appliqué à la CEMAC, nous montrons que l'écart de production obtenu par cette méthode s'avère supérieur à celui issu du filtre HP dans l'explication de l'inflation à travers une relation non-linéaire. Ce résultat vaut principalement lorsque l'on prend le soin de corriger la perte d'information en début d'échantillon ou lorsque l'on ne prend en compte que les trois dernières valeurs en date à partir de la date (t) avant l'implémentation de la régression de Hamilton (2017).

Mots-clés : Ecart de production, Inflation, Filtre HP et Hamilton, Relation non linéaire.

Codes JEL : E32, E37.

The output gap and inflation trade-off in the light of two concurrent indicators in the CEMAC

Abstract

This article compares the information content of the CEMAC output gap, in the light of two competing indicators. Indeed, the output gap is an indicator of the absence or presence of inflationary pressures in an economy. As a result, it enters the first pillar of a monetary policy strategy, like other variables allowing the central bank to control price dynamics. However, because of its unobservable nature, the output gap must be extracted from GDP using a filter. The variety of filtering techniques that can be used reflects the many challenges in this area. The latest is the Hamilton (2017) review of the HP filter. According to this author, the HP filter is subject to three pitfalls that could skew the informational content of the output gap. He then recommends, to get rid of it, the GDP regression at the date $(t + h)$ on its four values from the date (t) . Applied to the CEMAC, we show that the output gap obtained by this method is superior to that resulting from the HP filter in explaining inflation through a non-linear relationship. The result hold specifically when we take care to correct the loss of information at the beginning of the sample or when we account for the three values from the date (t) when implementing the Hamilton regression (2017).

Keywords : Output gap, Inflation, HP filter, Hamilton filter, Non-linear relationship.

JEL Classification : E32, E37.

*. Docteur en économie / Adjoint au Directeur en charge de la Recherche à la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC).

L'auteur remercie les cadres de la BEAC pour leurs observations et commentaires, les éventuelles erreurs et omissions contenues dans cette étude sont de son seul fait.

Sommaire

Résumé non technique	3
Introduction	4
1 CONSIDERATIONS THEORIQUES SUR LA RELATION ENTRE L'ECART DE PRODUCTION ET L'INFLATION	5
2 ESTIMATION DE LA RELATION ENTRE L'INFLATION ET L'ECART DE PRODUCTION	6
2.1 Extraction de l'écart de production	6
2.2 Evaluation de l'intensité de la relation entre les deux agrégats	7
3 INTERPRETATION DES RESULTATS	8
3.1 La dynamique de l'écart de production suivant les deux filtres	8
3.2 L'intensité de la relation entre l'inflation et l'écart de production suivant les filtres et les corrections qui y sont portées	11
Conclusion	12
Bibliographie	13

Résumé non technique

Au-delà du choix des fondements théoriques de la politique monétaire, la complexité dans son élaboration provient du fait que ses décisions se prennent par rapport au futur et portent parfois sur des variables inobservables. En rapport avec le futur, de nombreux modèles permettent de se faire une idée de ce qu'il sera, sous le contrôle du « jugement d'experts dans le domaine ». Pour ce qui est des variables inobservables, des outils statistiques ont été élaborés à cet effet. C'est le cas du filtre HP qui permet d'extraire l'écart de production du Produit Intérieur Brut (PIB), un indicateur des tensions sur les capacités de production et donc d'une résurgence de tensions inflationnistes.

Appliqué à la politique monétaire, l'écart de production est très utile en prévision où il fait l'objet d'une analyse voire d'une insertion dans un modèle en vue de conjectures sur la dynamique future de l'inflation. Ainsi, il serait au cœur de l'élaboration de la politique monétaire moderne du fait de sa capacité à prédire la dynamique de l'inflation qui est souvent retenu dans l'objectif final de cette politique. Nonobstant, une grande part des conclusions opposées susceptibles de découler de son usage réside dans l'outil utilisé en vue de son extraction. La variété de ces outils encore qualifiés de filtres traduit les nombreuses remises en cause dans le domaine. La dernière en date est celle de Hamilton (2017) par rapport au filtre HP pour qui, ce dernier est sujet à trois écueils susceptibles de biaiser le contenu informationnel de l'écart de production. Pour s'en départir, Il recommande la régression du PIB à la date $(t+h)$ sur ses quatre valeurs à partir de la date (t) .

Implémenté sur les données de la CEMAC, la régression ci-dessus montre que l'écart de production obtenu s'avère supérieur à celui issu du filtre HP dans l'explication de l'inflation à travers une relation non-linéaire. C'est un résultat qui tient lorsque l'on prend le soin de corriger la perte d'information en début d'échantillon ou lorsque l'on ne prend en compte que les trois dernières valeurs en date à partir de la date (t) avant l'implémentation de la régression. Mieux encore, la non-linéarité mise en exergue traduit le fait que d'autres variables doivent être considérées dans l'explication de l'inflation; ce qui justifie l'inclusion des coûts d'ajustement quadratiques et des facteurs extérieurs à l'économie dans cette relation dans les modèles destinés aux simulations de politique monétaire.

Introduction

L'inflation est au cœur de l'objectif souvent assigné à la politique monétaire. Cette importance découle en partie des travaux de Friedman (1956) mettant en exergue les effets inflationnistes à moyen terme d'une croissance monétaire non contrôlée. Plus tard, avec la révolution des anticipations rationnelles (Lucas, 1976), c'est le danger d'un recours aux impulsions monétaires même à court terme qui est souligné. L'objectif de la banque centrale, compte tenu du lien étroit entre monnaie et prix à moyen terme a par conséquent été recentré en termes de stabilité des prix. Pour des économies à régime d'ancrage tel que celui de la CEMAC, l'exigence de stabilité externe est également pris en compte. Ainsi, sur le plan interne, le taux d'inflation doit être inférieur ou égal à 3% à moyen terme alors que sur le plan externe, le taux de couverture extérieure de la monnaie doit être compatible avec trois mois d'importations de biens et services ainsi que du service de la dette à court terme.

Dans ce contexte d'arrimage à une monnaie par un taux de change fixe avec mobilité imparfaite des capitaux, les impulsions monétaires conservent quelques effets réels et nominaux. Ces effets demeurent toutefois différés dans le temps : 6 à 8 trimestres comme souligné par Mishkin (1996). Les travaux de Bikai et Kenkouo (2015) évaluent ces délais dans la CEMAC entre 5 et 12 trimestres suivant la variable du choc. Ils sont imputables aux délais de réaction des agents économiques aux impulsions monétaires et, aux délais d'action de la réaction des agents sur les agrégats macroéconomiques. De ce fait, la possibilité d'un arbitrage entre inflation et chômage, mieux, entre inflation et activité demeure. En effet, la banque centrale pourrait ainsi s'assurer une stabilité des prix, sans pour autant altérer la dynamique réelle. C'est du reste, la validation d'une part de la relation de Phillips à travers la loi d'Okun (1962)¹ et, d'autre part, de celle de Taylor (1993). Toutefois, l'identification d'une telle relation et surtout sa stabilité est sujet à caution, du fait du recours à l'écart de production dont le caractère inobservable induit une multitude de méthodes devant permettre sa détermination et les remises en cause qui s'en suivent.

Ainsi, Hamilton (2017) souligne les risques encourus à recourir au Filtre de Holdrick et Prescott (1997) en vue de décomposer une série en ses évolutions tendancielle et cyclique. Dans un papier intitulé : « Why You Should Never Use Hodrick-Prescott Filter », il insiste sur trois motifs à savoir : (i) le filtre HP produit des séries avec des relations dynamiques fallacieuses qui n'ont aucun lien avec le processus générateur des données ; (ii) la version unidirectionnelle de ce filtre réduit sans pour autant l'éliminer, la prédiction fallacieuse ci-dessus, avec des séries n'exhibant pas les propriétés recherchées par les utilisateurs du filtre et ; (iii) une formalisation statistique du problème produit généralement des valeurs du paramètre de lissage souvent éloigné de la pratique (par exemple une valeur de lambda largement en dessous de 1600 pour des données trimestrielles). En guise de solution, Hamilton (2017) propose de recourir à une régression de la variable à la date (t+h) sur ses quatre valeurs les plus récentes en date de la date (t).

Statistiquement, l'écart de production est défini comme la différence relative entre le niveau courant du PIB et son niveau potentiel ; le niveau de production réalisable en situation de pleine utilisation des facteurs de production. Concrètement, c'est la différence relative entre ce que produit l'économie et ce qu'elle pourrait produire lorsqu'elle utilise pleinement ses ressources. Lorsque cette différence est positive, il pourrait survenir des tensions inflationnistes au sein de l'économie, du fait de la supériorité de la demande à l'offre. A contrario, une différence négative traduit une faiblesse de la demande et pourrait conduire à une désinflation. De tout ce qui précède, une relation stable entre inflation et écart de production offrirait une base pour la formulation des politiques de stabilisation, notamment celles relatives à des faibles niveaux d'inflation à l'instar de la politique monétaire de la BEAC.

Toutefois, cette relation n'a pas été mise en exergue dans les travaux de Keungne et ali (2017) sur la CEMAC. Les auteurs montrent à cet effet que l'écart de production obtenu par le filtre HP n'a aucun contenu informationnel en rapport avec l'inflation. Une telle conclusion jette l'impasse sur la possibilité

1. Cette loi s'écrit : $U_t - U_t^* = \beta(Yg_t - Yg_t^*) + \epsilon_t$. Dans cette relation, β est un coefficient (a priori négatif), ϵ_t est un résidu statistique, U_t est le taux de chômage observé, U_t^* est le taux de chômage naturel, $Yg_t - Yg_t^*$ est l'écart de production (output gap), entre la production effective et la production potentielle, généralement calculé en pourcentage du PIB potentiel (ou encore en prenant la différence des logarithmes des deux productions). Sa force est sa stabilité dans le temps pour un pays donné.

d'y avoir recours en vue de formuler des politiques relatives au lissage de la conjoncture par la monnaie. Mieux, elle remet en cause les conclusions de nombreux travaux empiriques sur la base de cette technique dans la zone. Il en est ainsi des modèles des séries temporelles, des modèles DSGE et QPM. Un tel impasse mérite par conséquent d'être investigué, de manière à se prononcer sur la pertinence ou non du recours à l'écart de production. De même, la véracité de la conjecture de Hamilton (2017) mérite également d'être évaluée et donc son contenu informationnel pour la CEMAC.

Partant de cet objectif, cette étude compare les contenus informationnels des filtres HP et de Hamilton (2017) en supposant dans un premier temps que le biais de bout d'échantillon du HP n'est pas corrigé et, dans un deuxième, qu'il l'est. Comme résultats, il est apparu que : (i) les dynamiques de l'écart de production suivant les filtres HP et de Hamilton sont similaires dans la CEMAC, lorsque l'on élimine les biais de bout d'échantillon ; (ii) l'écart de production obtenu suivant les deux filtres sous cette hypothèse explique la dynamique de l'inflation dans la zone et ; (iii) la relation ci-dessus n'est toutefois pas linéaire, sa concavité étant à valider. Ces résultats sont présentés au troisième point de cette étude. Le deuxième point discute de l'estimation de l'écart de production suivant les deux méthodes et le premier connecte le thème à sa littérature théorique et empirique.

1 CONSIDERATIONS THEORIQUES SUR LA RELATION ENTRE L'ECART DE PRODUCTION ET L'INFLATION

L'écart de production est un indicateur crucial dans la conduite de la politique monétaire, notamment la lutte contre l'inflation et la possibilité d'arbitrer pour l'activité économique. Concrètement, c'est un input des modèles de prévision et de simulation auxquels ont recours les banques centrales (Citu et Twaddle, 2003). Cet indicateur devient toutefois volatile et perd en contenu informationnel en présence de frictions financières (Furlaneto et ali., 2017). Toutefois, ce contenu informationnel peut être retrouvé lorsque la banque centrale se focalise sur sa stabilisation et celle de l'inflation, conformément à la fonction de perte quadratique proposée par Walsh (2001). Nonobstant, il demeure un meilleur indicateur des tensions inflationnistes, comparativement au taux de croissance, lorsque l'économie tend vers la trappe à liquidité.

Quoiqu'étant un meilleur indicateur de l'inflation comme souligné ci-dessus, la relation postulée s'avère toutefois non-linéaire dans certains contextes (Citu et Twaddle, 2003). Ces non-linéarités sont imputables selon Dupasquier et Ricketts (1998) à l'asymétrie entre effets de l'offre et de la demande sur l'inflation. Théoriquement, cinq facteurs permettent de les expliquer à savoir : (i) les contraintes de capacités à court terme ; (ii) l'absence de discernement entre chocs agrégés et chocs de prix relatifs ; (iii) les coûts d'ajustement ; (iv) les rigidités à la baisse des salaires et ; (v) la concurrence monopolistique. Une telle logique mettant en avant les rigidités réelles et nominales ne pouvait alors avoir comme relation de base, que la courbe de Phillips. Ainsi, la non-linéarité est mise en exergue dans les travaux de Laxton, Rose et Tetlow (1993) Clark, Laxton et Rose (1996) puis, Fillion et Léonard (1997). Ces travaux arrivent parallèlement à la conclusion selon laquelle, cette non-linéarité s'atténue progressivement dans le temps, du fait d'une meilleure maîtrise de l'inflation par les banques centrales suivant Dupasquier et Ricketts (1998).

L'obtention de l'écart de production particulièrement par le filtre HP permet de mettre en évidence des régularités dans l'évolution et la dynamique des agrégats suivant un principe de moyennes mobiles. C'est un principe qui permet de conserver la tendance déterministe, de réduire la composante irrégulière et d'annuler la composante périodique d'une série. Une des principales limites soulevées quant au recours à ce filtre est son incapacité à éliminer les biais de bouts d'échantillon et son absence de contenu informationnel. Pour cette deuxième critique, Laxton et Tetlow (1992) proposent le filtre HP multivarié. Ce dernier incorpore, en plus de la série utilisée, l'information contenue dans d'autres séries ou relations à l'instar de la courbe de Phillips ou de la loi d'Okun. La première critique quant à elle n'est pas évincée par la dimension multivariée du filtre HP. Elle est d'ailleurs l'une des principales ayant conduit Hamilton (2017)

à proposer un nouveau filtre.

Suivant cet auteur, le filtre HP est basé sur des relations dynamiques sans liens avec le processus générateur des données. Par ailleurs, il produit des séries dont les propriétés cycliques n'épousent pas les attentes des utilisateurs. En outre, il souffre de biais de bouts d'échantillon lorsqu'il est appliqué à une série particulière. Enfin, le choix des paramètres de lissage, souvent ad hoc est éloigné de la réalité. Hamilton (2017) propose alors, en lieu et place de ce filtre, d'effectuer une régression de la variable à la date (t+h) sur ses quatre valeurs les plus récentes à partir de la date (t). Selon l'auteur, une telle approche produit une meilleure estimation du cycle en bouts d'échantillon. Toutefois, souligne Schüller (2018), ce filtre est basé sur des hypothèses ad-hoc et amplifie le cycle au-delà de sa périodicité ; ce qui s'avère important pour certaines applications.

2 ESTIMATION DE LA RELATION ENTRE L'INFLATION ET L'ECART DE PRODUCTION

L'obtention de l'écart de production est un préalable à l'estimation de la relation entre l'inflation et l'écart de production dans la CEMAC. Pour cela, nous faisons recours à la base de données du cadrage macroéconomique fournie par la direction des Etudes et de la Stabilité Financière (DESF). Cette base comporte des séries sur l'inflation et le PIB sur les six pays de la zone et pour toute la zone. L'écart de production a dans un premier temps été obtenu par application du filtre HP au série du PIB réel trimestriel (obtenue suivant l'algorithme de Goldstein et Khan). Dans un deuxième temps, ces séries ont subi une projection par un modèle ARIMA en vue d'éloigner les bouts d'échantillon, avant application de ce filtre. Par la suite, la régression de Hamilton (2017) a été appliquée à la série du PIB trimestriel de la zone, sur la période 2001Q1-2017Q4. Les techniques permettant d'extraire l'écart de production sont présentées dans un premier temps puis, suit celle de l'estimation dans un deuxième.

2.1 Extraction de l'écart de production

2.1.1 Estimation de l'écart de production de la CEMAC avec le filtre HP

Suivant le filtre HP, la tendance et le cycle d'une série sont obtenus à travers la relation :

$$\text{Min} \sum_{i=1}^n (X_i - T_i)^2 + \lambda \sum_{i=2}^{n-1} (\Delta T_{i+1} - \Delta T_i)^2 \quad (1)$$

Dans cette expression, le premier terme désigne la variance de la composante cyclique alors que le second renvoie à une mesure de la souplesse de la tendance par rapport à l'amplitude du cycle. L'importance relative de la souplesse (λ) dépend du pas de la série. λ prend la valeur 14400 pour des données mensuelles, 1600 pour des données trimestrielles, 400 pour des données semestrielles et 100 pour des données annuelles. Ne cherchant pas à expliquer la dynamique de la série, le filtre HP multivarié n'a pas été utilisé. De même, en rapport avec notre objectif, l'échantillon fera l'objet d'un prolongement par la technique ARIMA en vue d'une correction des biais de bouts d'échantillon.

2.1.2 Estimation de l'écart de production de la CEMAC avec la régression de Hamilton (2017)

Suivant Den Haan (2000), les erreurs de prévision sont stationnaires pour une grande variété de processus non stationnaires. Ce postulat permet d'implémenter le filtre de Hamilton (2017) même sans connaître le processus générateur de données. La relation à estimer est la suivante :

$$y_{t+h} = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 y_{t-3} + v_{t+h} \quad (2)$$

La composante cyclique est obtenue telle que :

$$v_{t+h} = y_{t+h} - \beta_0 - \beta_1 y_t - \beta_2 y_{t-1} - \beta_3 y_{t-2} - \beta_4 y_{t-3} \quad (3)$$

Sur données trimestrielles, l'auteur recommande d'utiliser $h=8$ pour des analyses du cycle.

2.2 Evaluation de l'intensité de la relation entre les deux agrégats

Les interrelations macroéconomiques montrent qu'une variable est généralement sous l'influence de plusieurs autres. De ce fait, évaluer l'intensité de la relation entre l'inflation et l'écart de production nécessite d'incorporer d'autres variables potentielles pour éviter des biais de spécification. Dans notre cas, ces variables pourraient être les anticipations d'inflation, le taux de change et le prix des importations. Une telle approche nous ramène indubitablement à la courbe de Phillips de la Nouvelle Economie Keynésienne. Son importance est liée à sa capacité à s'accommoder d'une grande variété de théories sur les origines de l'inflation (à l'instar de l'inflation par la demande et de l'inflation par les coûts). Mieux encore, c'est un cadre d'analyse permettant de comprendre pourquoi un taux de chômage nul n'est pas compatible avec la stabilité des prix.

Toutefois, de nombreuses études ont soulignées la présence de non-linéarités empiriques dans la relation entre l'inflation et l'écart de production². Ball et Mankiw (1994) montrent à cet effet que des tensions sur la demande sont inflationnistes, alors que des tensions sur l'offre sont déflationnistes. De même, l'ajustement des prix après un choc positif est plus rapide que l'ajustement après un choc négatif, cela parce que l'ajustement des prix relatifs est tributaire de l'existence d'une tendance sur l'inflation. De ce fait, la capacité de lissage de la monnaie peut être sujet à caution en présence d'un choc négatif. Parallèlement, des variations de l'inflation peuvent coexister avec des écarts de production négatifs. Dans ce contexte qualifié de « speed limit effect », l'asymétrie de la relation est basée sur la vision keynésienne d'une courbe d'offre verticale en dessous du niveau de production potentielle.

De tout ce qui précède, l'évaluation de l'intensité de la relation entre l'inflation et l'écart de production est faite en deux étapes. Dans la première étape, il est question de spécifier le type de non-linéarité devant apparaître dans la relation. Ainsi, l'on peut supposer que les variations de l'inflation sont expliquées par l'écart de production à niveau. Suivant cette spécification, l'inflation aura tendance à s'élever si le PIB réel est au-dessus des capacités de production au fil du temps, en d'autres termes, si l'écart de production est positif (Modèle 1). Alternativement, les variations de l'inflation sont expliquées par les variations de l'écart de production (Modèle 2). Suivant cette spécification, l'inflation demeurera stable tant que le niveau de l'écart de production ne change pas. Dans la deuxième étape, il est question de prendre en compte la possibilité de variation des coefficients au travers d'un modèle espace-état estimé suivant le maximum de vraisemblance.

2. Razzak (1995), Laxton et Tetlow (1993, 1995), Gerlach et Smets (1997).

L'expression algébrique de ces deux alternatives est la suivante (avec $ECART$ pour le modèle 1 et $\Delta ECART$ en lieu et place pour le modèle 2) :

1. Equation d'état :
 $\pi_t = a\pi_t^e + (1 - a)pi_{t-1} + \beta_t ECART_t + \epsilon_t$ ou alternativement
 $\pi_t = a\pi_t^e + (1 - a)pi_{t-1} + \beta_t \Delta ECART_t + \epsilon_t$
2. Equation de transition :
 $\beta_t = \alpha + \rho\beta_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \mu_t$
3. Spécification des variables rentrant dans l'ensemble d'information et leur relation avec la variable d'état :
 - Signes ou amplitudes de l'écart de production liés positivement à β_t (contrainte de capacité) ;
 - Choix d'un indicateur moyen d'inflation (coûts d'ajustement).

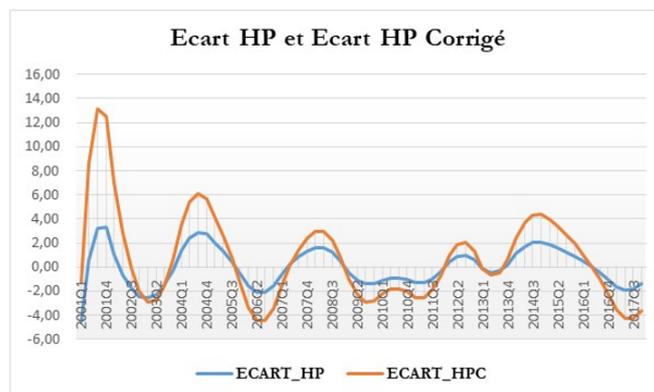
3 INTERPRETATION DES RESULTATS

Dans cette section, nous nous intéresserons aux diverses méthodes d'extraction de l'écart de production dans un premier temps puis, dans un deuxième à l'intensité de la relation entre cet indicateur et l'inflation.

3.1 La dynamique de l'écart de production suivant les deux filtres

Dans un premier temps, nous procédons à l'extraction de l'écart de production par le filtre HP standard puis, nous procédons à l'allongement de l'échantillon notamment la partie la plus récente par une technique ARIMA avant application à nouveau du filtre HP. Les dynamiques des deux séries obtenues sont analysées à l'aide d'un graphique. Par la suite, l'écart de production par la régression de Hamilton³ est obtenu. Partant du fait que cette régression induit une perte d'informations (huit périodes au minimum) en début d'échantillon, nous introduisons les données y relatives et effectuons à nouveau la régression de Hamilton. Les deux évolutions de l'écart de production obtenues sont également confrontées graphiquement. Enfin, nous mettons en relation les courbes de l'écart de production sous HP corrigé, Hamilton corrigé et l'inflation. Ces graphiques sont présentés ci-dessous.

Graphique 1 – *Ecart de production suivant les filtres HP et HP corrigé*



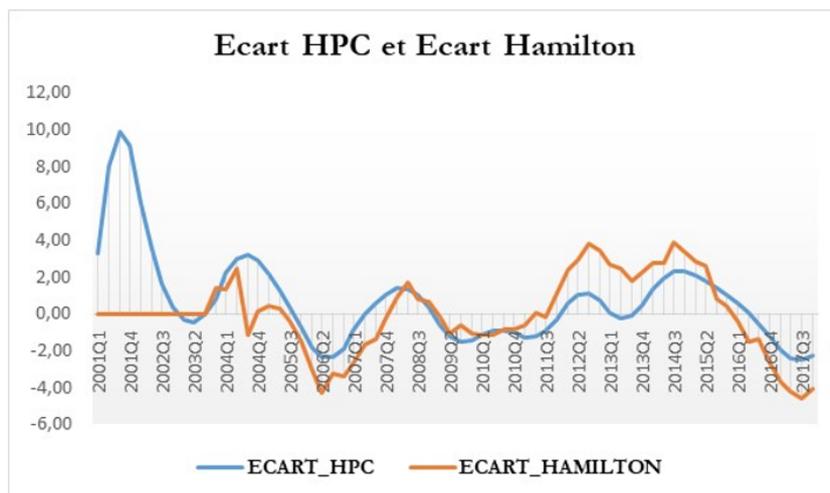
3. Les résultats de la régression de Hamilton (2017) sont présentés en annexes.

L'observation de ce graphique montre que les pics et les creux du cycle sont accentués avec le filtre HP corrigé; ce qui, contrairement au caractère plus lissé du cycle issu du filtre HP, pourrait mieux coller à la dynamique de l'inflation. De même, les bouts de période notamment la période récente montre un décrochage entre les deux courbes. C'est justement l'un des avantages du filtre de Hamilton, sa capacité à amplifier le filtre, propriété souvent intéressante comme le souligne Schüler (2018). Il apparaît de ce fait opportun de confronter les écarts de production obtenus suivant ces deux filtres voire, avec le filtre de Hamilton corrigé pour éviter la perte d'informations en début d'échantillon. Le tableau n°1 ci-dessous fourni les résultats de la régression de Hamilton.

Tableau 1 – résultats de la régression de Hamilton (2017)

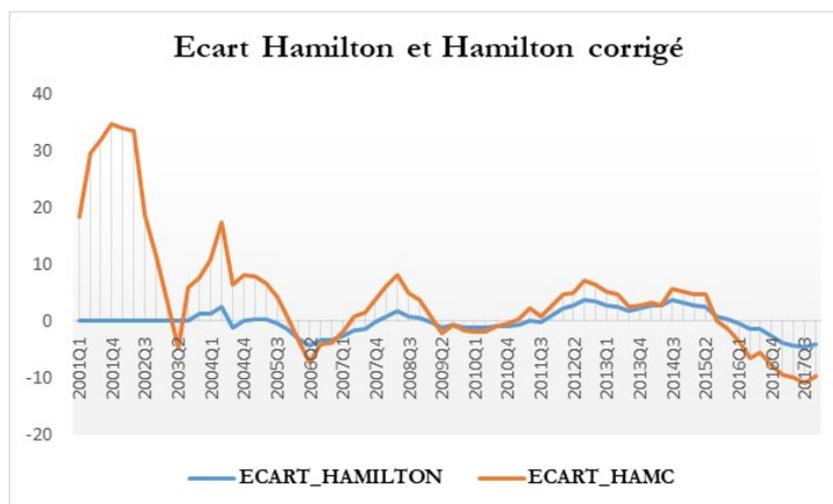
Variables	Hamilton	
	Coefficients	Probabilités
Constante	1788.956	0,0000
PIBt	2,438899	0,0059
PIBt-1	-3,99403	0,0094
PIBt-2	2,419181	0,0014
PIBt-3		

Graphique 2 – Ecart de production suivant les filtres HP et Hamilton corrigés



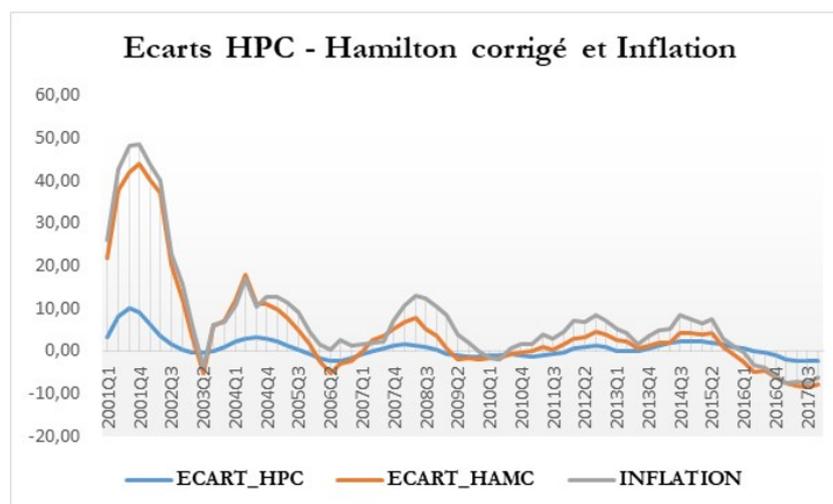
L'observation du graphique ci-dessus révèle une certaine régularité entre les deux séries d'intérêt. Toutefois, l'on peut y relever trois phase où, chacun des filtres domine en termes d'amplification du cycle. Par ailleurs, l'on note la perte d'informations du filtre de Hamilton avec douze observations manquant en début de période. Les régressions peuvent être amené à changer à cet effet, du fait même de la réduction de l'échantillon; ce qui nous amène à corriger la taille de l'échantillon en début de période pour pouvoir faire une confrontation avec un échantillon portant sur le même horizon temporel. C'est ce qu'illustre le graphique ci-dessous.

Graphique 3 – Ecart de production suivant les filtres HP et Hamilton corrigés



Suivant le graphique 3 ci-dessus, l'écart de production suivant le filtre de Hamilton corrigé du problème du début de l'échantillon amplifie le cycle plus que la régression sur échantillon non corrigée de ce problème. Il apparaît de ce fait opportun de confronter d'une part les filtres HP et Hamilton corrigés et, d'autre part, ces deux filtres à la dynamique de l'inflation. Cette confrontation a pour avantage de nous donner une intuition sur la série susceptible d'avoir un meilleur contenu informationnel en matière de prédiction de l'inflation.

Graphique 4 – Ecart de production suivant les filtres HP et Hamilton corrigés vs inflation



Le graphique ci-dessus nous révèle trois faits : (i) l'écart de production suivant le filtre HP corrigé est plus lissé de faible amplitude par rapport à l'écart de production suivant le filtre de Hamilton corrigé ; (ii) l'écart de production suivant le filtre de Hamilton corrigé présente une meilleure régularité par rapport à l'inflation et ; (iii) les fluctuations de l'inflation demeurent la plupart du temps au-dessus de celles de cet écart de production, justifiant par là le fait que d'autres variables puissent impacter cet écart de production, induisant de ce fait des problèmes de non linéarité de la relation. Fort de tout ce qui précède, une évaluation de l'intensité de cette relation est menée dans la section suivante.

3.2 L'intensité de la relation entre l'inflation et l'écart de production suivant les filtres et les corrections qui y sont portées

Pour évaluer l'intensité de la relation entre l'écart de production et l'inflation, nous avons eu recours au modèle espace-état spécifié ci-dessus. Les variables utilisées sur la période 2001Q1-2017Q4 sont l'inflation en moyenne trimestrielle, les quatre mesures d'écart de production ci-dessus et un indicateur de non linéarité. Deux indicateurs sont retenus ici à savoir l'amplitudes de l'écart de production (liée positivement au coefficient de l'écart de production pour capter l'effet des contraintes de capacités), ou un indicateur moyen de l'inflation (pour capter les coûts d'ajustement). Les données sont issues de la Direction des Etudes et de Stabilité Financière. Les résultats des estimations sont fournis dans le tableau ci-dessous.

Tableau 2 – résultats de l'estimation de l'intensité de la relation entre l'inflation et l'écart de production

	HP		HAMILTON	
	<i>HP</i>	<i>HP corrigé</i>	<i>Hamilton</i>	<i>Hamilton corrigé</i>
C(1)	0,9206 (0,000)*	0,9013 (0,000)*	0,9099 (0,000)*	0,8883 (0,000)*
C(2)	0,2451 (0,1134)*	0,2774 (0,0526)*	0,3554 (0,038)*	0,2552 (0,000)*
C(3)	0,0007 (0,7062)*	0,0015 (0,2116)*	0,001 (0,5079)*	0,0013 (0,095)*
SV1	0,3112 (0,0012)*	0,3161 (0,0000)*	0,1763 (0,0292)*	0,2058 (0,000)*

Source : construit par l'auteur. Notes : *Probabilités entre parenthèses.

L'écriture du modèle conformément aux variables et aux coefficients ci-dessus est la suivante :

$$@signal INFLATION = C(1) * INFLATION(-1) + SV1 * ECART_{HAMCO} + [var = exp(C(2))]$$

$$@state SV1 = SV1(-1) + C(3) * MINF_{CEMAC}$$

L'examen du tableau 2 ci-dessus montre que l'intensité du lien entre écart de production et inflation est mieux appréhendée lorsque l'indicateur utilisé est celui de Hamilton corrigé. La significativité des coefficients y relatifs est meilleure que celle des autres modèles et, elle est la seule à valider l'hypothèse d'une non-linéarité imputable aux coûts d'ajustement. Il faut souligner ici que le test du type de non-linéarité a révélé que celle-ci était davantage imputable aux coûts d'ajustement, par opposition aux contraintes de capacités. Ainsi, l'indicateur fourni par le filtre HP corrigé donne un rôle prépondérant à l'écart de production dans la dynamique de l'inflation, contrairement au filtre HP. Toutefois, cet indicateur peine à valider l'hypothèse d'une non-linéarité imputable aux coûts d'ajustement à l'instar de la régression de Hamilton.

Une question subsidiaire est de savoir si la dimension espace-état ayant permis d'évaluer l'intensité de la relation en écart de production et inflation peut être utilisée pour la prévision de l'inflation. Cette approche semi-structurelle a en effet l'avantage de capter des non-linéarité tout en indiquant leur origine.

En définitive, la non-linéarité ayant été validée dans cette relation, se pose la question des implications en matière de politique monétaire. Suivant les travaux dans le domaine, une courbe de Phillips non-linéaire induit une politique monétaire optimale non-linéaire [Semmler et Zhang, (2004) ; Bean (2000)]. Transposé à notre cas, une attention particulière doit être accordée à l'apparition de coûts d'ajustement en matière

de fixation des prix. Leur existence témoigne en effet de l'incapacité des firmes à réviser leur prix et donc de la possibilité pour la politique monétaire d'avoir des effets réels sur l'horizon considéré. A contrario, lorsque ces coûts disparaissent ou s'atténuent, les ajustements de prix se font instantanément et il devient difficile pour la monnaie de retrouver ses effets réels.

Conclusion

Ce papier s'est proposé d'examiner l'intensité de la relation entre l'inflation et l'écart de production, à la lumière de deux filtres concurrents dans l'extraction de ce dernier. Des estimations, il apparaît que cette relation est mieux appréhendée lorsque l'écart de production est extrait par la régression de Hamilton corrigée de la perte d'information du début d'échantillon ou, sur les trois dernières valeurs du PIB à partir de la date (t). Mieux encore, le trade-off entre inflation et écart de production s'avère non linéaire, une non-linéarité imputable aux coûts d'ajustement. Plus précisément, l'écart de production obtenu par le filtre HP corrigé des problèmes de bouts d'échantillon performe moins que celui de la régression de Hamilton (2017) dans l'explication de l'inflation. La dimension espace-état de référence permet en outre d'arriver à une prévision de l'inflation réaliste au sein de l'échantillon.

Bibliographie

- [1] Ball L., G. Mankiw (1994) : « Asymmetric price adjustment and economic fluctuations », *The Economic Journal* 104, 247-261.
- [2] Bean C. (2000) : « The Convex Phillips Curve and Macroeconomic Policy Making Under Uncertainty », Manuscript, London school of Economics.
- [3] Bikai J. L. G. A. Kenkouo (2015) : « Analyse et évaluation des canaux de transmission de la politique monétaire dans la CEMAC : Une approche SVAR et SPVAR », BEAC Working Paper N°02-15.
- [4] Citu F. et J. Twaddle (2003) : « The output gap and its role in monetary policy decision-making », *Reserve Bank of New Zealand Bulletin* Vol. 66 No.1
- [5] Clark, P., D. Laxton, and D. Rose (1996) : « Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus », *International Monetary Fund Staff Papers* 43 (March) : 216-51.
- [6] Den Haan W. (2000) : « The Comovement between output and prices », *Journal of Monetary Economics* 46, 3-30.
- [7] Dupasquier C. et N. Ricketts (1998) : « Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship », *Bank of Canada Working Paper*.
- [8] Fillion, J.-F., et A. Léonard (1997) : « La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses », *Working Paper No. 97-3. Bank of Canada, Ottawa*.
- [9] Friedman M. (1956) : *The Quantity Theory of Money-A Restatement*, In *Studies in the Quantity Theory of Money*, edited by M. Friedman. Chicago : Univ. Chicago Press, 1956.
- [10] Furlaneto F., P. Gelain et M. T. Sanjani (2017) : « Output gap, Monetary Policy Trade-offs and Financial Frictions », *Norges Bank Research*.
- [11] Hamilton J. D. (2017) : « Why You Should Never Use Hodrick-Prescott Filter », *University of San Diego Working Paper*.
- [12] Hodrick, R and E Prescott, (1997) : « Post-war U.S. business cycles : An empirical investigation », *Journal of Money Credit and Banking*, Vol 29, no 1.
- [13] Keungne L. S., Mounkala E. U. H. et Nafe Daba (2016) : « Estimation de l'écart de production et Inflation dans la CEMAC », BEAC Working Paper N°07-16.
- [14] Laxton, D., D. Rose, and R. Tetlow (1993) : « Is the Canadian Phillips Curve Non-linear ? », *Working Paper No 93-7. Bank of Canada, Ottawa*.
- [15] Lucas R.E. (1976) : « Econometric Policy Evaluation : A Critique », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 19-46.
- [16] Mishkin F. S. (1996) : «The Channels of Monetary Transmission : Lessons for Monetary Policy », *NBER Working Paper N°5464*.
- [17] Okun, A (1962) : « Potential GNP : its measurement and significance », in *Proceedings of the Business and Economics Section, American Statistical Association*, 98104.
- [18] Schüler Y. S. (2018) : « On the cyclical properties of Hamilton's regression filter », *Discussion Paper, Deutsche Bundesbank*.

- [19] Semmler W., W. Zhang (2004) : « Monetary Policy with Nonlinear Phillips Curve and Endogenous NAIRU », Center for Empirical Macroeconomics Working Paper.
- [20] Taylor J. B. (1993) : « Discretion versus policy rules in practice », Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39 (1993) 195-214 North-Holland.
- [21] Walsh C. E. (2001) : « Transparency, Flexibility, and Inflation Targeting », Federal Reserve Bank of San Diego Working Paper.