

# BEAC

Banque des Etats de  
l'Afrique Centrale



## BEAC Working Paper

- BWP N° 05/15 -

---

### De la pertinence d'une cible d'inflation dans la CEMAC

---

**MVONDO Emile Thierry**

Docteur en sciences économiques

Direction de la Formation

[mvondot@beac.int](mailto: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

[www.beac.int](http://www.beac.int)

*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.*

# De la pertinence d'une cible d'inflation dans la CEMAC

Thierry MVONDO \*

Février 2015

## Résumé

Ce papier part de la dépendance de la cible d'inflation des fondamentaux de l'économie qui varient dans le temps et dérive sa trajectoire de la minimisation d'une fonction de perte des autorités monétaires sous contrainte de l'activité économique. Cette trajectoire évolue en fonction de l'écart entre l'inflation observée et l'output gap. L'estimation par un modèle de panel à coefficients variables montre qu'elle comporte un effet temporel l'ayant maintenu en deçà du critère de convergence sous régional (3%) avant la dévaluation de 1994 et l'ayant élevé au-dessus de celui-ci après. Cette évolution n'étant pas différente entre les pays, une trajectoire unique pourrait être suivie. Son implémentation par la politique monétaire consisterait à se doter d'une prévision de l'écart entre l'inflation observée et celle-ci, sur un horizon où elle peut être considérée comme constante. Sur cet horizon, les autorités monétaires ajusteraient leurs instruments de manière à infléchir la croissance monétaire qui en définitive va impacter l'écart prévisionnel entre l'inflation observée et le point ciblé.

**Mots clés :** Cible d'inflation-ancrage des anticipations-crédibilité-stabilité des prix.

**Classification JEL :** E52, E58

## Abstract

Due to the dependence of inflation targets on time-varying macroeconomic fundamentals, we have derived its dynamic in this paper by minimizing the monetary authorities loss function subject to economic activity. The results obtained with a time varying panel data estimation show a dependence of the inflation target trajectory to a time effect which kept it under the sub regional convergence criterion (3%) before the CFA devaluation and significantly increase it above this criterion thereafter. The similarity of this dynamic for all CEMAC countries allows for the implementation of a unique inflation target trajectory. This could be done by considering a forecast of the gap between current and targeted inflation. Giving this gap, monetary policy instruments may be adjusted for its reduction via their correlation with the actual intermediate target : the monetary aggregate.

**Keys words :** Inflation targets-expectations anchoring-credibility-price stability.

**JEL Code :** E52, E58

---

\*Cadre à la Direction de la Formation de la BEAC. Je tiens à remercier Avom Désiré, De Vrijer Erik, Diffo Georges, Kobou Georges, Mounkala Evrard, Ondo Ossa et tous les participants aux premiers ateliers des années 2013 et 2014 de la Direction de la Recherche pour leurs commentaires et suggestions sur les versions antérieures de ce papier. Il reste entendu que toutes erreurs ou omissions dans le document demeurent miennes.

# Sommaire

<b>Résumé non-technique</b>	<b>2</b>
<b>Introduction</b>	<b>4</b>
<b>1 Revue de la littérature</b>	<b>5</b>
1.1 Les fondements économiques de la cible d'inflation . . . . .	6
1.2 La détermination de la trajectoire de la cible d'inflation . . . . .	7
<b>2 Le modèle et sa solution</b>	<b>9</b>
2.1 Présentation du modèle . . . . .	9
2.2 Résolution du modèle . . . . .	12
<b>3 Estimation de l'écart de production et de la trajectoire de la cible d'inflation</b>	<b>14</b>
3.1 Estimation de l'écart de production . . . . .	14
3.2 Estimation de la trajectoire de la cible d'inflation . . . . .	14
3.3 Interprétation des résultats . . . . .	16
<b>Conclusion</b>	<b>20</b>
<b>Références bibliographiques</b>	<b>22</b>
<b>Annexes</b>	<b>25</b>

## Résumé non-technique

La conduite de la politique monétaire est tributaire de la maîtrise d'un certain nombre d'indicateurs jouant un rôle similaire à celui des panneaux de signalisation sur les autoroutes. Parmi ces "panneaux", figure la cible d'inflation, vue comme le niveau d'inflation pour lequel, les autorités monétaires en y situant l'inflation observée, ne déstabilisent ni n'accompagnent l'évolution de l'activité économique dans le cycle. Lorsque cette cible est connue et affichée, son atteinte permet de crédibiliser la politique menée, d'orienter les prévisions et les décisions que prennent les agents vis-à-vis du futur, et partant, de lisser la conjoncture économique au regard de la stabilité des prix lorsque ces autorités disposent d'une marge de manœuvre.

C'est justement vers la quête de cette marge de manœuvre additionnelle que s'oriente la réforme de la politique monétaire de la BEAC. A ce titre, il y a lieu de doter son cadre d'élaboration d'un indicateur tel que la cible d'inflation. Toutefois, la dépendance de cette cible des fondamentaux de l'économie tel que la production potentielle font qu'il soit difficile de cibler unilatéralement et définitivement une valeur fixe : *du fait de l'évolution de ces fondamentaux*. La cible d'inflation devient par conséquent une trajectoire à déterminer, dont l'unicité doit être établie dans une union monétaire hétérogène à l'instar de l'UMAC (Banque de France, 2011)<sup>1</sup>, du fait d'une politique monétaire unique. La trajectoire et l'unicité de la cible d'inflation dans la CEMAC sont ainsi le fil conducteur de ce papier. Pour cela, nous avons dérivé celle-ci de la minimisation d'une fonction de perte des autorités monétaires sous contrainte de l'activité économique. Il a été établi qu'elle évolue en fonction de l'écart entre l'inflation courante et l'output gap.

Les travaux d'estimation effectués montrent que cette trajectoire comporte un effet temporel l'ayant maintenu en deçà du critère de convergence sous régional (3%) avant la dévaluation de 1994 et l'ayant significativement élevé au-dessus de celui-ci après . En définitive, les résultats obtenus n'étant pas significativement différents entre les pays de la zone et nonobstant l'hétérogénéité supposée des économies, une trajectoire unique de la cible d'inflation peut être adoptée, car exempte de l'influence des spécificités de ces pays. A titre d'illustration, elle a été inférieure à 3% entre 1986 et 1993 (ce qui suppose en admettant des origines monétaires de l'inflation) que la banque centrale induisait de la surchauffe du fait des taux d'inflation supérieurs ou égaux à cette valeur). Par la suite, elle a connu des valeurs au-dessus de 3% entre 1994 et 1997 ainsi qu'entre 2005 et 2009 (effet contraire de l'action de la Banque Centrale). Toutefois, il faut noter qu'elle a été identique au critère de convergence sous régional en 1998, 2002, 2003 puis de 2010 à 2012.

La politique monétaire étant par nature essentiellement tournée vers le futur, l'implémentation de cette trajectoire dans son cadre d'élaboration dans la zone consisterait dans un premier temps à se doter d'une prévision de cette cible sur un horizon où elle peut être considérée comme constante et de celle de l'inflation observée. Sur cet horizon, les autorités monétaires ajusteraient leurs instruments de manière à infléchir la croissance monétaire qui en définitive va impacter l'écart prévisionnel entre l'inflation observée et le point ciblé. Cet ajustement doit également prendre en compte la dynamique des indicateurs reflétant la position de l'économie dans le cycle et la conjoncture internationale. De ce qui précède, il devient impérieux de compléter la présente étude par une autre, relative à la détermination de l'horizon de la cible d'inflation dans la CEMAC.

---

1. Banque de France (2011) : Rapport annuel de la Zone franc

## Introduction

Le choix d'un objectif d'inflation pour une banque centrale s'accompagne de la définition d'une cible à moyen terme sur laquelle, cette institution peut considérer qu'en y situant l'inflation observée par ses mesures de politique monétaire, elle ne déstabilise ni n'accompagne l'évolution de l'activité économique dans le cycle<sup>2</sup>. Suivant Gosselin (2008), sa définition explicite dans les Statuts de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) devrait se traduire à l'instar des institutions y faisant recours, par un double effet sur l'efficacité de sa politique monétaire. De manière directe, elle fournirait une référence autour de laquelle les autorités monétaires pourront, tout en préservant la stabilité des prix, s'octroyer une marge de manœuvre en vue de lisser la conjoncture. De manière indirecte, en imposant une transparence des décisions de politique monétaire, elle contribuerait à ancrer les anticipations, et améliorerait ainsi les performances de cette politique par deux canaux dont la qualité de l'information transmise aux agents privés ainsi qu'aux marchés, et la crédibilité qui en résulterait dans l'union monétaire.

La CEMAC est une union composée de six Etats<sup>3</sup> dont la conduite de la politique monétaire est dévolue à une banque centrale<sup>4</sup>. Sa monnaie, le Franc CFA, est rattachée à l'Euro par une parité fixe. Sa politique monétaire a pour objectif la stabilité monétaire qui signifie sur le plan interne, un taux d'inflation faible et sur le plan externe, un taux de couverture extérieure de la monnaie suffisant. L'ancrage nominal au Franc Français puis à l'Euro depuis 1999 résulte d'une part, du souci de protéger ses économies des chocs externes et, d'autre part, de la nécessité de bénéficier de la discipline inflationniste de la monnaie d'ancrage à travers le suivi du différentiel d'inflation. Ce différentiel pourrait toutefois être variable entre pays, du fait de la divergence de leurs performances économiques qui en définitive impliquerait une multiplicité de cibles d'inflation. Par conséquent, à l'instar de la monnaie de référence, une cible d'inflation, reflet de l'équilibre macroéconomique à moyen terme doit être définie et la pertinence de son unicité appréciée dans la zone.

En rapport avec son niveau, une banque centrale devrait cibler un taux d'inflation nul, de manière à préserver le pouvoir d'achat des agents économiques. Toutefois, trois séries d'arguments justifient selon Mishkin (2002) le choix d'une cible non nulle. Le premier argument a trait aux erreurs de mesure qui surévaluent le niveau de l'inflation ; cibler un niveau nul serait alors équivalent à une politique de désinflation. Le deuxième est relatif

---

2. A cette cible, l'on associe de plus en plus en vue d'affiner la régulation conjoncturelle, un seuil qui est le niveau à partir duquel les effets de l'inflation sur l'activité deviennent négatifs.

3. Cameroun, RCA, Congo, Gabon, Guinée Équatoriale et Tchad.

4. La Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC).

à l'impossibilité pour les banques centrales de mener des politiques de stabilisation en présence de faibles niveaux de cibles d'inflation. Le troisième quant à lui est lié à l'effet Samuelson-Balassa qui justifie l'hétérogénéité des performances inflationnistes au sein d'une zone monétaire par le rattrapage en termes de productivité. Fort de ces arguments l'on pourrait avec Aubert (2001) suggérer dans une union monétaire hétérogène, de cibler un taux égal à l'écart entre l'inflation agrégée de la zone et celle du pays le moins inflationniste.

Cette approche suppose que la non-nullité de la cible soit essentiellement imputable aux écarts de productivité. Elle met de côté les deux premiers arguments et ignore les potentiels effets des rigidités telles que postulées par la Nouvelle Economie Keynésienne. En s'intéressant essentiellement à l'inflation, elle ignore l'importance des fondamentaux de l'économie tels que l'écart de production (Orphanides, 2004) et les effets incomplets du taux de change (Monacelli, 2005). Dans cette logique, Giannoni et Woodford (2004) établissent une relation négative entre l'écart de l'inflation à sa cible et l'écart de production. Mieux encore, ils montrent que cette cible ne saurait être un point fixe, car dépendant des fondamentaux de l'économie qui évoluent dans le temps. Fort de cette relation, nous proposons une réponse à la question primordiale de son opportunité dans la CEMAC à savoir : est-il pertinent d'y adopter une cible d'inflation unique et fixe du fait de la diversité de performances économiques que l'on y rencontre ?

Pour répondre à cette question, nous effectuons dans un premier temps un survol théorique sur les fondements économiques des cibles d'inflation. Par la suite, nous présentons les relations du modèle retenu et dérivons sa solution. L'estimation de sa trajectoire est faite en deux temps par un modèle de panel à coefficients variables. Dans un premier temps, nous jugeons de la validité des effets fixes adoptés. Dans un deuxième temps, l'absence d'effets fixes individuels nous permet d'affiner la technique d'estimation ci-dessus par l'usage des effets temporels. Nous concluons enfin sur son implémentation par la politique monétaire de la BEAC.

## **1 Revue de la littérature**

La mise en place d'une banque centrale s'accompagne de l'assignation à celle-ci d'un objectif de politique monétaire. Dotée de cet objectif, il lui appartient de définir une stratégie lui permettant de l'atteindre. Pendant les trente glorieuses des politiques keynésiennes, cet objectif s'est confondu à celui de la politique économique. L'on a ainsi parlé du carré magique de Kaldor (croissance, plein-emploi, stabilité des prix et équilibre extérieur). Avec la stagflation des années 70, ces banques ont été incapables d'atteindre cet objectif,

ce qui a conduit à son recentrage en termes de stabilité des prix à moyen terme<sup>5</sup>, souvent matérialisé par la poursuite d'une cible d'inflation. Dans un premier temps, les stratégies adoptées ont consisté à cibler des agrégats de monnaie, du fait de leur corrélation avec les prix. Par la suite, cette corrélation étant devenue faible notamment dans les pays développés, leur utilisation a été progressivement abandonnée pour un ciblage direct de l'inflation. Ainsi, quel que soit la stratégie adoptée, l'objectif de stabilité des prix est quantifié par une cible d'inflation dont les fondements économiques se retrouvent dans la conjonction de la neutralité monétaire à long terme à la règle d'or d'accumulation (2.1). Les fondements économiques sur lesquels elle repose étant variables, il devient opportun de l'exprimer par une trajectoire (2.2).

### 1.1 Les fondements économiques de la cible d'inflation

La nouvelle synthèse néoclassique a sérié les effets de la monnaie sur l'activité économique en distinguant le court et le moyen ou long terme. A court terme, les imperfections de marché, les défauts de coordination ainsi que les rigidités nominales et réelles [Gordon (1980), Akerlof et Yellen (1977), Mankiw (1989)] confèrent à la monnaie la capacité de retarder l'entrée en cycle ou d'accélérer la sortie, à condition que soient maîtrisés le cheminement des impulsions monétaires vers la sphère réelle. A moyen et long terme, les conclusions monétaristes sur la neutralité monétaire demeurent, justifiant la nécessité sur cet horizon de cibler un taux d'inflation compatible avec le taux de chômage naturel [Friedman (1968) et Phelps (1968)]<sup>6</sup>. Cette recommandation issue du débat autour de la courbe de Phillips, relation fondamentale des modèles macroéconomiques suppose pour un équilibre compatible avec le plein-emploi, que la cible d'inflation corresponde à l'intersection des courbes de Phillips du court et du long terme : " un taux naturel d'inflation ". Elle conduit surtout à une question importante : pourquoi le taux de chômage naturel, grandeur caractéristique de l'équilibre de long terme ?

La réponse à cette question se retrouve dans les conclusions de la théorie économique à long terme, notamment les modèles de croissance néoclassique. La problématique posée par ces modèles lorsque l'économie est sur son sentier de long terme, est de déterminer le

---

5. Ce choix est imputable d'une part à la nécessité de préserver le pouvoir d'achat des agents économiques, et d'autre part, à la possibilité de créer des conditions de croissance idoines et donc de baliser le sentier vers le plein-emploi.

6. Pour Friedman (1968), le taux de chômage naturel est le taux qui découlerait du système walrasien d'équilibre général, avec intégration des caractéristiques structurelles et réelles des marchés des biens et services et du travail telles que les imperfections des marchés, la variabilité aléatoire des offres et des demandes, le coût de collecte des informations sur les emplois vacants, les coûts de mobilité, etc. Il est supposé stable et unique pour un pays donné et le taux de chômage effectif gravite autour du taux de chômage naturel. Ce taux de chômage naturel est essentiellement structurel, en raison d'inadéquations entre offre et demande de travail, mais aussi frictionnel, en raison de comportements pas toujours rationnels des chômeurs à la recherche d'un emploi.

taux d'épargne associé au capital par tête qui permet la plus grande consommation par tête à chaque instant. En effet, si l'épargne est nulle, il n'y a pas d'investissement et le capital usé ou obsolète n'est pas remplacé. A contrario, si tous les revenus sont épargnés, la consommation est nulle et il n'y a pas d'incitation à investir. Entre ces deux extrêmes, il existe selon Phelps (1961), un niveau d'épargne qui maximise le niveau de consommation et donc le bien-être social. Ce niveau est tel que, la productivité marginale du capital par tête égalise les taux de croissance démographique et économique. Ce principe connu sous l'appellation de règle d'or d'accumulation suppose une rémunération des facteurs à leur productivité marginale : le taux d'intérêt réel ou encore le coût du capital est donné par la productivité marginale de ce dernier. En d'autres termes, le taux d'intérêt réel doit égaliser le taux de croissance de l'économie à long terme, c'est-à-dire la croissance potentielle à laquelle correspond le taux de chômage naturel.

C'est justement le taux que préconisent de cibler à long terme Friedman (1968, 1977) et Phelps (1968). Sur cet horizon, la substitution entre inflation et chômage induite par la courbe de Phillips est rompue, du fait de la dépendance de ce taux des facteurs structurels difficilement influençables par la monnaie. Par conséquent, il devient vain d'accroître l'inflation courante au-dessus de ce taux de chômage en escomptant réduire ce dernier à travers un supplément d'inflation. Cette impossibilité est expliquée par la Nouvelle Economie Keynésienne. A court terme, les rigidités nominales et réelles empêchent tout ajustement automatique des prix, laissant ainsi une place à une incidence réelle des impulsions monétaires. A long terme, l'économie retrouve le mode de fonctionnement walrasien. A un niveau d'inflation cible extrait du niveau courant, correspond une croissance potentielle extraite de la croissance réelle ; ce qui fonde les approches de la cible basées sur la mise en relation de ces deux indicateurs.

## 1.2 La détermination de la trajectoire de la cible d'inflation

Depuis l'abandon de l'hypothèse de constance de la cible d'inflation (Leigh, 2005), la trajectoire de celle-ci est déterminée suivant deux cas. Le premier cas s'intéresse à sa dynamique et recherche un découpage temporel de celle-ci, alors que le deuxième analyse l'incidence de ses changements de niveau sur les autres agrégats macroéconomiques. Sa trajectoire est alors déduite parallèlement à l'examen des chocs d'offre susceptibles de l'influencer. *Les travaux sur le premier cas* partent généralement d'une règle de Taylor (1993) et supposent que la cible d'inflation suit une marche aléatoire. L'estimation du modèle espace-état obtenu est faite par le Maximum de Vraisemblance et le Filtre de Kalman. Toutefois, le caractère purement statistique de la spécification de type marche aléatoire et l'impossibilité d'expliquer la dynamique de la cible ont poussé de nombreux



auteurs<sup>7</sup> à y incorporer d'autres variables explicatives. Abandonnant l'approche espace-état, Kozicky et Tinsley (1998 et 2003) fournissent une approche alternative basée sur la modélisation VAR structurelle *avec points finaux variables MEP-VAR*<sup>8</sup>. *En rapport avec le deuxième cas*, il est question de construire une maquette de l'économie étudiée, permettant de simuler différents chocs d'offre voire de demande. Les principaux travaux empiriques sont ceux de Leigh (2005), Ireland (2007) puis Fève, Matheron et Sahuc (2009 et 2010).

Leigh (2005) part de l'estimation d'une règle de Taylor dans laquelle la cible implicite d'inflation suit une marche aléatoire. Il s'appuie pour cela sur le constat empirique selon lequel, sur les 25 dernières années, l'inflation a décliné aux Etats-Unis, passant des valeurs à deux chiffres dans les années 1970 à 1% en 2000. Sur cette base, ni la cible d'inflation, ni le taux d'intérêt naturel ne peuvent demeurer constant, car la baisse continue du taux d'inflation implique celle de la cible et donc du taux d'intérêt naturel. Ses résultats montrent une variation considérable de la cible et du taux naturel. Il en déduit une confirmation de l'hypothèse de désinflation opportuniste aux Etats-Unis, hypothèse que confirme Ireland (2007). Celui-ci se propose de déterminer la trajectoire, les causes et les conséquences d'un changement de la cible d'inflation de la Réserve fédérale américaine. Il fonde la variation de la cible du constat de Boomfin et Rudebusch (2000) puis Orphanides et Wilcox (2002) selon lequel, la période antérieure à 1980 a vu la Réserve fédérale tirer avantage des chocs d'offre positifs pour implémenter des politiques de décélération de l'inflation. Comme suite à ces hypothèses, Ireland (2007) montre que la cible implicite d'inflation de la Réserve Fédérale est passée de 0,25% en 1959 à 8% à la deuxième moitié des années 1970. Par la suite, elle s'est abaissée entre 0,5% et 1% en 2004.

S'appuyant sur les travaux d'Ireland (2007), Fève, Matheron et Sahuc (2010) spécifient un modèle dynamique d'équilibre général stochastique pour la Zone Euro, en vue d'analyser l'incidence des changements permanents et graduels de politique monétaire sur la tendance baissière prononcée de l'inflation au cours des décennies antérieures et, concomitamment, la contraction prolongée du niveau d'activité. A cet effet, la cible d'inflation est modélisée comme comportant des changements autocorrélés et le modèle est estimé par la méthode bayésienne. Les simulations effectuées valident l'incidence de la politique monétaire et montrent que la zone aurait connu une croissance plus dynamique si l'objectif d'inflation avait été mis en œuvre plus rapidement. Préalablement à ces travaux, ces auteurs<sup>9</sup> déterminent l'évolution de la cible d'inflation dans le cadre d'une petite ma-

---

7. Heyer et Timbeau (2002), Slacalek (2003), Logeay et Tober (2003) sont les pionniers dans le cadre de l'estimation du taux de chômage d'équilibre suivant la même méthode.

8. La méthode consiste à estimer un VAR avec variables en déviation à l'état stationnaire, de manière à imputer toute non-stationnarité à l'écart à cet état. Kozicky et Tinsley (2003) supposent alors que seule l'inflation en déviation à l'état stationnaire exhibe une non-stationnarité.

9. Fève, Matheron et Sahuc (2009).

quette empirique de la Zone Euro, inspirée des travaux de Rudbusch et Svensson (1999) puis Gerlach et Smet (1999). L'objet principal ici est de modéliser la mise en œuvre complexe et hétérogène de la politique monétaire dans la zone. L'estimation Bayésienne de ladite maquette a permis au-delà de l'évolution de la cible sur la période d'estimation, de déterminer les effets sur le produit, l'inflation et le taux d'intérêt, d'un choc négatif sur la cible d'inflation, ainsi que la contribution de ce choc aux fluctuations agrégées de la Zone Euro.

Sans se départir de l'approche microfondée, Giannoni et Woodford (2004) montrent que cette cible peut être obtenue en minimisant la fonction de perte des autorités monétaires sous contrainte de l'activité économique, représentée par la courbe de Phillips. En effet, dans la philosophie de la nouvelle synthèse néoclassique, l'activité économique est la résultante de l'interaction entre deux types d'agents : les producteurs d'une part et les consommateurs d'autre part. Deux types de relations matérialisent cette interaction à savoir la courbe IS pour les consommateurs et la courbe de Phillips pour les producteurs. Toutefois, le taux d'intérêt n'entrant pas dans les objectifs finals des autorités monétaires, l'on suppose alors qu'elles contrôlent directement le taux d'inflation ; d'où la mise de côté de la courbe IS. Le cadre théorique retenu en vue de la construction de cette courbe de Phillips est celui découlant des travaux de Dixit et Stiglitz (1977) sur la concurrence monopolistique, auquel est associé depuis Monacelli (2005), la contrainte de l'ouverture des économies : les effets incomplets du taux de change.

## **2 Le modèle et sa solution**

Le modèle construit se propose de déterminer une trajectoire de la cible d'inflation implémentable par les autorités monétaires dans la CEMAC. Pour cela, il s'inspire des travaux de Giannoni et Woodford (2004) suivant lesquels, la cible d'inflation s'obtient par minimisation d'une fonction de perte des autorités monétaires sous contrainte de l'activité économique. Cette fonction de perte comporte deux arguments depuis Barro et Gordon (1983) à savoir : l'écart de l'inflation à sa cible et l'écart de production. Nous présentons dans un premier temps le modèle, puis fournissons sa solution en rapport avec la trajectoire de la cible.

### **2.1 Présentation du modèle**

Le modèle consiste en deux relations à savoir la fonction de perte des autorités monétaires à minimiser et l'activité économique qui lui sert de contrainte, représentée par une courbe de Phillips néokeynésienne.

### 2.1.1 La fonction de perte des autorités : le trade-off sur la stabilisation inflation-activité

Sous l'hypothèse de maximisation du bien-être des agents économiques, le critère souvent retenu pour les autorités monétaires est le niveau d'utilité espéré dont l'expression algébrique est  $(Max E_0 \{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \})$ . Dans cette expression, l'utilité à l'instant (t) est conforme aux hypothèses néoclassiques<sup>10</sup> et donnée par :

$$U_t = u(Y_t; \xi_t) - \int_0^1 v(h_t(i); \xi_t) di \quad (1)$$

$Y_t$  est un indice de production du bien différencié ( $i$ ) et  $h_t(i)$  est la quantité de travail offerte pour produire ce bien. La fonction  $v(h_t(i); \xi_t) di$  est la désutilité liée à l'offre de travail par le ménage représentatif et les chocs de préférence sont mesurés par  $\xi_t$ .

En vue de déterminer la fonction de perte équivalente, Woodford (2003)<sup>11</sup> passe par l'approximation de Taylor à l'ordre 2 de la relation 1 ci-dessus et obtient pour la première expression :

$$u(Y_t; \xi_t) = \bar{Y} u_c \{ \hat{Y}_t + \frac{1}{2} (1 - \sigma^{-1}) \hat{Y}_t^2 + \sigma^{-1} g_t \hat{Y}_t \} + t.i.p. + O(\|\xi\|^3) \quad (2)$$

De manière similaire, il obtient pour la deuxième expression de ladite relation :

$$\int_0^1 \tilde{v}(y(i); \xi_t) di = \bar{Y} u_c \{ (1 - \Phi) \hat{Y}_t + \frac{1}{2} (1 - \omega) \hat{Y}_t^2 - \omega q_t \hat{Y}_t + \frac{1}{2} (\theta^{-1} + \omega) var_t \hat{y}_t(i) \} + t.i.p. + O(\|\xi\|^3) \quad (3)$$

La combinaison des relations 2 et 3 fournie en posant par ailleurs  $x_t = \hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n$  l'écart de production et  $\hat{Y}_t^n \equiv \frac{\sigma^{-1} g_t + \omega q_t}{\sigma^{-1} + \omega}$  le logarithme du produit potentiel sous l'hypothèse de flexibilité parfaite et pour une fonction de préférence CES :

$$U_t = -\frac{\bar{Y} u_c}{2} \{ (\sigma^{-1} + \omega) (x_t - x^*) + \theta (1 + \omega \theta) var_i \log p_t(i) \} + t.i.p. + O(\|\xi\|^3) \quad (4)$$

Ainsi, en plus de se soucier de la stabilisation de l'écart de production, il est nécessaire de contrôler la dispersion des prix à travers la stabilisation de son niveau général dont la relation doit toutefois être spécifiée. Pour cela, l'auteur part d'une courbe de Phillips issue de la nouvelle synthèse néoclassique, s'exprimant tel que :  $\pi_t = k x_t + E_t \pi_{t+1}$  avec  $k \equiv \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)(\sigma^{-1} + \omega)}{\alpha(1+\omega\theta)} \succ 0$

10. Concave et strictement croissante en chacun de ses arguments.

11. La démonstration est reprise en annexes.

La manipulation algébrique de l'expression  $var_t \log p_t(i)$  permet d'obtenir <sup>12</sup> :

$\Delta_t = \alpha \Delta_{t-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \pi_t^2 + O(\|\xi\|^3)$ , une marche aléatoire des prix. Il apparaît en outre que la dispersion des prix est une fonction du degré d'instabilité du niveau général des prix. De même, aussi bien la composante anticipée que la composante non anticipée de l'inflation contribuent à accroître la dispersion des prix.

En intégrant cette expression vers le futur, l'on obtient :  $\Delta_t = \alpha^{t+1} \Delta_{-1} + \sum_{s=0}^t \alpha^{t-s} \frac{\alpha}{1-\alpha} \pi_s^2 + O(\|\xi\|^3)$ .

Le premier terme est indépendant de la politique choisie, son actualisation sur toutes les périodes donne :  $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Delta_t = \frac{\alpha}{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_t^2 + t.i.p. + O(\|\xi\|^3)$

En substituant ce résultat dans la fonction d'utilité, l'on obtient :

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t = -\Omega \sum \beta^t L_t + t.i.p. + O(\|\xi\|^3).$$

Avec la fonction de perte quadratique normalisée :  $L_t = (\pi_t - \pi_t^*)^2 + \lambda(x_t - x_t^*)^2$ .

Le poids relatif de la stabilisation est  $\lambda = \frac{\kappa}{\theta}$ , il est tributaire de la pente de la courbe de Phillips de court terme adoptée ( $\kappa$ ) et de l'élasticité de substitution entre deux biens ( $\theta$ ). Ainsi, seuls l'écart de production et la composante non anticipée de l'inflation détériorent le bien-être.

### 2.1.2 La contrainte liée à l'activité économique : la courbe de Phillips en économie ouverte

Elle est obtenue en supposant que l'offre globale comprend deux composantes dont une composante domestique et une composante importée pour la revente. De même, aussi bien pour la production domestique que pour l'importation pour la revente, la règle de fixation des prix retenue est de type Calvo (1983), avec toutefois la prise en compte de phénomènes d'indexation à l'inflation comme postulé par Christiano, Eichenbaum et Evans (2005). Aussi bien pour les prix domestiques que pour ceux issus de l'importation, une fraction  $1 - \theta_D$  de firmes fixe de manière optimale ses prix alors qu'une fraction les indexe sur le niveau antérieur. La résolution des deux programmes d'optimisation qui en découlent fournit :

1. Inflation domestiques :

$$\pi_{D,t} - \delta \pi_{D,t-1} = \theta_D^{-1} (1 - \theta_D) (1 - \beta \theta_D) m c_t + \beta E_t (\pi_{D,t+1} - \delta \pi_{D,t}) \quad (5)$$

12. L'on pose en fait :  $\bar{P}_t \equiv E_t \log p_t(i)$  et donc  $\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1} = E_t [\log p_t(i) - \bar{P}_{t-1}] = (1-\alpha)(\log p_t^* - \bar{P}_{t-1})$ . De même,  $\Delta_t \equiv var_t \log p_t(i)$  et donc  $\Delta_t = var_t [\log p_t(i) - \bar{P}_{t-1}] = \alpha \Delta_{t-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha} (\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1})^2$ .

2. Inflation importée :

$$\pi_{E,t} - \delta\pi_{E,t-1} = \theta_E^{-1}(1 - \theta_E)(1 - \beta\theta_E)\psi_{E,t} + \beta E_t(\pi_{E,t+1} - \delta\pi_{E,t}) \quad (6)$$

Pour exprimer la courbe de Phillips en fonction du taux d'inflation calculé sur l'indice des prix à la consommation<sup>13</sup> il convient de partir d'une log-linéarisation de la relation entre indice des prix à la consommation, indice des prix domestiques et indice des prix du bien importé suivante  $P_{C,t} = [(1 - \gamma)(P_{D,t})^{1-\theta} + \gamma(P_{E,t})^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}}$  exprimée sous forme de taux d'inflation telle que :

$$\pi_t = (1 - \gamma)\pi_{D,t} + \gamma\pi_{E,t} \quad (7)$$

En combinant cette relation avec la courbe de Phillips obtenue du programme des producteurs domestiques et celle résultant du programme des firmes tournées vers l'importation, nous obtenons la relation ci-dessous :

$$\pi_t = \Theta_\pi E_t \pi_{t+1} + \Theta_{mc} mc_t + \Theta_\psi \psi_{E,t} + \Theta_{\pi-1} \pi_{t-1} \quad (8)$$

Le coût marginal n'étant pas disponible, nous l'approximerons suivant Monacelli (2005) à partir du lien de proportionnalité établi avec l'output gap et les déviations à court terme de la loi du prix unique, ce qui permet de prendre en compte une éventuelle transmission incomplète des effets du taux de change, du fait de l'ouverture de l'économie. D'où l'expression  $mc_t = \lambda_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \lambda_\psi \psi_{E,t}$ .

Notre courbe de Phillips peut donc se réécrire :

$$\pi_t = \Theta'_\pi E_t \pi_{t+1} + \Theta'_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \Theta'_\psi \psi_{E,t} + \Theta'_{\pi-1} \pi_{t-1} \quad (9)$$

Où  $\Theta'_\psi = \frac{\beta}{1+\beta\delta}$  et  $\kappa = \Theta'_{\tilde{y}} = \frac{(1-\gamma)\theta_D^{-1}(1-\theta_D)(1-\beta\theta_D)\lambda_{\tilde{y}}}{1+\beta\delta}$

Avec  $\Theta'_\psi = \frac{(1-\gamma)\theta_D^{-1}(1-\theta_D)(1-\beta\theta_D)\lambda_\psi + \gamma\theta_E^{-1}(1-\theta_E)(1-\beta\theta_E)}{1+\beta\delta}$  et  $\Theta'_{\pi-1} = \frac{\delta}{1+\beta\delta}$

## 2.2 Résolution du modèle

Le programme résultant des deux relations ci-dessus peut dès lors s'écrire :

$$(Min E_0 \{ -\frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t ((\pi_t - \pi_t^*)^2 + \lambda(x_t - x_t^*)^2) \})$$

---

13. Grandeur suivie par la politique monétaire de la BEAC.

$$s/c : \pi_t = \Theta'_\pi E_t \pi_{t+1} + \Theta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \Theta'_\psi \psi_{E,t} + \Theta'_{\pi-1} \pi_{t-1}$$

Ce programme suppose que les autorités monétaires s'engagent une fois pour toute sur les valeurs futures de l'inflation et du produit et, par là même, contrôlent les anticipations des agents privés. Toutefois, l'on devrait conférer à ces autorités un peu de discrétion, de manière à pouvoir intervenir dans les cycles économiques de la zone. Guillard (2000) montre alors que lorsque dans ce cas les anticipations sont considérées comme données, le programme de minimisation des autorités monétaires peut se réduire à :

$$Min_{(\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t)} (\pi_t - \pi_t^*)^2 + \lambda (x_t - x_t^*)^2 \text{ s/c :}$$

$$\pi_t = \Theta'_\pi E_t \pi_{t+1} + \Theta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \Theta'_\psi \psi_{E,t} + \Theta'_{\pi-1} \pi_{t-1} \quad (10)$$

En posant  $\tilde{y}_t^2 = (x_t - x_t^*)^2$ , le Lagrangin de ce programme est :

$$L(\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t, \Lambda) = \{\hat{\pi}_t^2 + \lambda \tilde{y}_t^2\} - (\pi_t - \Theta'_\pi E_t \pi_{t+1} - \Theta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t - \Theta'_\psi \psi_{E,t} - \Theta'_{\pi-1} \pi_{t-1})$$

D'où les conditions de premier ordre :  $\frac{\partial L}{\partial \hat{\pi}_t} = 2\hat{\pi}_t - \Lambda = 0$ ,  $\frac{\partial L}{\partial \tilde{y}_t} = 2\lambda \tilde{y}_t - \Lambda \alpha = 0$  et  $\frac{\partial L}{\partial \Lambda} = \pi_t - \Theta'_\pi E_t \pi_{t+1} - \Theta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t - \Theta'_\psi \psi_{E,t} - \Theta'_{\pi-1} \pi_{t-1} = 0$

Soit en définitive :

$$\tilde{y}_t = -\frac{\kappa}{\lambda} (\pi_t - \pi_t^*) \quad (11)$$

Suivant Walsh (2002), cette relation n'est pas exacte. En effet, les autorités monétaires n'ont pas un contrôle parfait de l'écart de production<sup>14</sup>, de manière à procéder à un arbitrage exacte entre gains de la réduction des fluctuations du revenu ( $\lambda \tilde{y}_t \Delta \tilde{y}_t$ ) et coûts résultant de l'augmentation conséquente de l'inflation [ $\kappa (\pi_t - \pi_t^*) \Delta \tilde{y}_t$ ]. Il y a selon lui d'autres facteurs que la politique monétaire qui influencent la demande et le produit. De même, les autorités monétaires peuvent avoir d'autres objectifs que la stabilisation de l'inflation et de l'écart de production à l'instar de la stabilité financière. En supposant que l'impact net de ces facteurs additionnels sur le revenu et donc l'écart de production est ( $u_t$ ), la relation 11 peut se réécrire :  $\tilde{y}_t = -\frac{\kappa}{\lambda} (\pi_t - \pi_t^*) + u_t$ , soit encore  $\pi_t = \pi_t^* - \frac{\lambda}{\kappa} (\tilde{y}_t - u_t)$  et en définitive :

$$\pi_t = \pi_t^* - \frac{\lambda}{\kappa} \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

---

14. D'abord parce que c'est une grandeur inobservable, ensuite parce que ses méthodes d'estimation sont sujettes à débats.

### **3 Estimation de l'écart de production et de la trajectoire de la cible d'inflation**

#### **3.1 Estimation de l'écart de production**

Les méthodes d'estimation du PIB potentiel et donc de l'écart de production peuvent être sériées en trois groupes (Citu et Twaddle 2003). Le premier groupe s'inspire des techniques des séries temporelles en vue d'en extraire la tendance alors que le deuxième se propose d'isoler l'influence des effets structurels et cycliques sur le PIB à partir de la théorie économique. Quant au troisième groupe, il recourt à des données d'enquête en vue d'une inférence sur un excès de demande ou d'offre dans l'économie. L'approche la plus utilisée dans les travaux demeure celle des techniques des séries temporelles notamment les filtres HP et de Kalman, du fait de l'indisponibilité des données d'enquête ou de données relatives aux variables de la fonction de production. Sur cette base et compte tenu des difficultés à implémenter le filtre de Kalman, nous recourons au filtre HP après corrections du biais de bout d'échantillonnage qui y apparaît généralement. Cette correction effectuée une prévision à l'aide de l'équation ADF en vue d'allonger l'échantillon et élimine les bouts d'échantillon après application du filtre.

#### **3.2 Estimation de la trajectoire de la cible d'inflation**

La CEMAC est une zone monétaire composée de six Etats ayant une politique monétaire commune. Cette politique qui vise le comportement médian comporte toutefois des nuances en vue de prendre en compte l'hétérogénéité des pays ; c'est l'intérêt de l'instauration des coefficients de réserves obligatoires différenciés dans la zone. Le comportement médian et donc les hétérogénéités ci-dessus pourraient être approché par un modèle de panel, à condition de sérier entre ses quatre types. Le choix d'un type particulier repose selon Sevestre (2002) sur deux conditions à savoir la prédiction des comportements de l'échantillon (effets fixes ou coefficients composés) et la prédiction des comportements de la population (erreurs composées ou coefficients aléatoires). Suivant la deuxième condition dite du principe de parcimonie, il est préférable, du fait de la difficulté à estimer et à interpréter un modèle comportant un très grand nombre de paramètres, d'opter pour un modèle mixte à coefficients variables et à erreurs composées ou à effets fixes dans les situations où prévaut une assez forte hétérogénéité de comportements.

Fort de ce principe et conscient de la nécessité d'une trajectoire de la cible d'inflation, nous optons pour un modèle à effets fixes variables dans le temps (lorsqu'il s'agit des effets fixes individuels) ou entre individus (lorsqu'il s'agit des effets fixes temporels). La procédure d'estimation retenue nous permet par la suite de trancher sur la nature de la

fixité des effets (spécifiques ou temporels). Le modèle à estimer qui obéit par ailleurs à une représentation espace-état est un "Time-Varying" Panel<sup>15</sup>. Il se justifie dans notre cas par l'éventuelle occurrence et donc l'incidence de chocs asymétrique d'offre et de demande sur la cible d'inflation, conduisant à définir non plus un point fixe, mais des trajectoires.

Son expression en rapport avec nos travaux est par conséquent donnée par :

$$\pi_{it} = \pi_t^* - \frac{\lambda}{\kappa} \tilde{y}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Dans cette expression, l'influence de l'écart de production sur l'inflation courante ( $\frac{\lambda}{\kappa}$ ) est supposée identique pour les six Etats de la zone. Par contre, la dynamique de la cible varie à la fois par Etat et dans le temps. Elle admet de ce fait la décomposition :  $\pi_t^* = \pi^* + \delta_{it} + \gamma_{it}$ .  $\delta_{it}$  et  $\gamma_{it}$  représentent respectivement l'effet fixe individuel variable dans le temps et l'effet fixe temporel, variable par individu. La relation 13 peut alors être réécrite telle que :

$$\pi_{it} = \pi^* + \delta_{it} + \gamma_{it} - \frac{\lambda}{\kappa} \tilde{y}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

La procédure d'estimation est faite en deux temps. Dans un premier temps et après examen de la stationnarité des séries, nous testons la significativité de la spécification retenue. La validation ou non des effets individuels nous conduit à deux cas : *(i)* les effets individuels sont validés et la relation 14 ci-dessus est retenue ou ; *(ii)* les effets individuels ne sont pas validés et nous admettons que les effets temporels ne diffèrent pas entre les pays. La spécification 14 ci-dessus devient par conséquent :

$$\pi_{it} = \pi^* + \gamma_t - \frac{\lambda}{\kappa} \tilde{y}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Dans un deuxième temps, la représentation espace-état de la relation retenue est estimée par le maximum de vraisemblance associé au filtre de Kalman en vue d'obtenir la trajectoire de la cible. Lorsque les effets individuels ne sont pas validés, il devient équivalent d'estimer la relation 15 ci-dessus par le maximum de vraisemblance associé au filtre de Kalman ou par un estimateur Within ou LSDV. En effet, même l'effet fixe temporel ne varie plus par individu et la spécification devient celle d'un panel standard. Partant de

---

15. De nombreuses études se sont intéressées à la spécification puis à l'inférence de modèle de panel à coefficients variables dans le temps dont celles de Schmidt et alii (2013), Lui (2012) puis Rodrigez et alii (2007).



la forme général 14, nous spécifions les effets individuels et temporels variables tels que :

$$\begin{aligned}
\alpha_{it} &= \bar{\pi} + \delta_{it} + \gamma_{it} \\
\delta_{it} &= \delta_{it-1} + \mu_{it} \\
\gamma_{it} &= \gamma_{it-1} + \nu_{it} \\
\pi_{it} &= \alpha_t + -\frac{\lambda}{\kappa} \tilde{y}_{it} + \varepsilon_{it} \\
\mu_{it} &\sim N(0, \sigma_{\mu_i}^2); \nu_{it} \sim N(0, \sigma_{\nu_i}^2); Cov(\mu_i, \nu_i) = 0; Cov(\mu_i, \varepsilon_i) = 0; Cov(\nu_i, \varepsilon_i) = 0
\end{aligned}$$

Son estimation par le maximum de vraisemblance associé au filtre de Kalman comporte selon Lemoine et Pelgrin (2004), des avantages liés à la contingence de l'analyse préalable de la stationnarité ou de la racine unitaire des variables. De même, il n'est pas nécessaire que les bruits soient gaussiens. Enfin, l'estimateur optimal prend en compte l'information disponible à partir de la date initiale ( $t = 0$ ), par opposition aux estimateurs optimaux du type  $ARMA(t = -\infty)$  qui sont tronqués à partir de la première date connue.

### 3.3 Interprétation des résultats

L'échantillon porte sur les six pays de la CEMAC et couvre la période 1986-2012. Les variables retenues notamment le PIB ayant permis le calcul de l'écart de production sont issues de la base de données WDI de la Banque Mondiale. Dans un premier temps, nous examinons la stationnarité de celles-ci puis, procédons au test de significativité des effets. Les résultats du modèle à effets fixes temporels retenu sont enfin présentés.

#### 3.3.1 Traitement des données

Le premier élément de résultat est l'évolution de l'écart de production, obtenue après application du filtre HP aux séries du PIB réel par pays. Son évolution et celle de l'inflation par pays sont fournies en annexe 2. Suivant le graphique obtenu, la corrélation entre les deux grandeurs peut sembler significative dans la majorité des pays dont le Cameroun, le Congo, le Gabon et le Tchad. Celle-ci demeure toutefois faible sinon absente en Guinée équatoriale. Les propriétés statistiques notamment la stationnarité des deux séries en données de panel sont ensuite évaluées. Le tableau ci-dessous fait un résumé des résultats des différents tests et révèle principalement que ces variables sont stationnaires à niveau.

**TABLE 1** – Test de racine unitaire sur les variables du modèle

Variables	Type de test	Levin, Lin & Chu	Breitung	Im, Pesaran & Shin	ADF	PP	Décision
<i>Inflation</i>	Statistique	-7,936	-6,32	-6,3943	56,70	50,74	<i>Stationnaire à niveau</i>
	Probabilité	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	<i>Stationnaire à niveau</i>
<i>Ecart de production</i>	Statistique	-3,44	-2,415	-4,266	38,78	33,95	<i>Stationnaire à niveau</i>
	Probabilité	0,0003	0,0078	0,0000	0,0001	0,0007	<i>Stationnaire à niveau</i>

A titre de rappel, les tests de Levin, Lin et Chu puis Breitung supposent une racine unitaire commune à tous les individus du panel, alors que les tests Im, Pesaran et Shin puis ADF et PP supposent une racine unitaire par individu. Tous ces tests ont conclu à l'absence de racine unitaire.

### 3.3.2 Résultats du test de significativité des effets fixes (spécifiques ou temporels)

Le test de significativité effectué nous a permis de comparer trois types de modèles à un modèle standard sans effets (ordonnée et coefficient de pente uniques) : (i) le modèle avec effets individuels ; (ii) le modèle avec effets temporels et ; (iii) le modèle avec effets individuels et temporels. A cet effet, les statistiques de Fisher (F) et du Chi deux ont été utilisées. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous :

**TABLE 2** – Test de significativité des effets fixes

Type d'effets fixes	Nature de la statistique	Valeur de la statistique	d.f.	Probabilité	Décision
<i>Individuels</i>	<i>Fisher</i>	1,2367	(5,129)	0,2957	<i>Spécification rejetée</i>
	Chi deux	7,5854	5	0,1806	
<i>Temporels</i>	<i>Fisher</i>	<b>13,2625</b>	<b>(26,129)</b>	<b>0,0000</b>	<b><i>Spécification acceptée</i></b>
	<i>Chi deux</i>	<b>210,7663</b>	<b>26</b>	<b>0,0000</b>	
<i>Individuels et temporels</i>	<i>Fisher</i>	11,307837	(31,129)	0,0000	<i>Spécification rejetée pour faible significativité du modèle</i>
	<i>Chi deux</i>	212,7094	31	0,0000	

Fort des résultats ci-dessus, nous retenons la spécification avec effets temporels pour deux raisons. La première raison est liée au rejet de la spécification avec effets individuels par le test et la deuxième pour la faible significativité du modèle avec les deux effets ( $R^2 = 0,008$ ).

### 3.3.3 Résultats de l'estimation du modèle avec effets fixes temporels

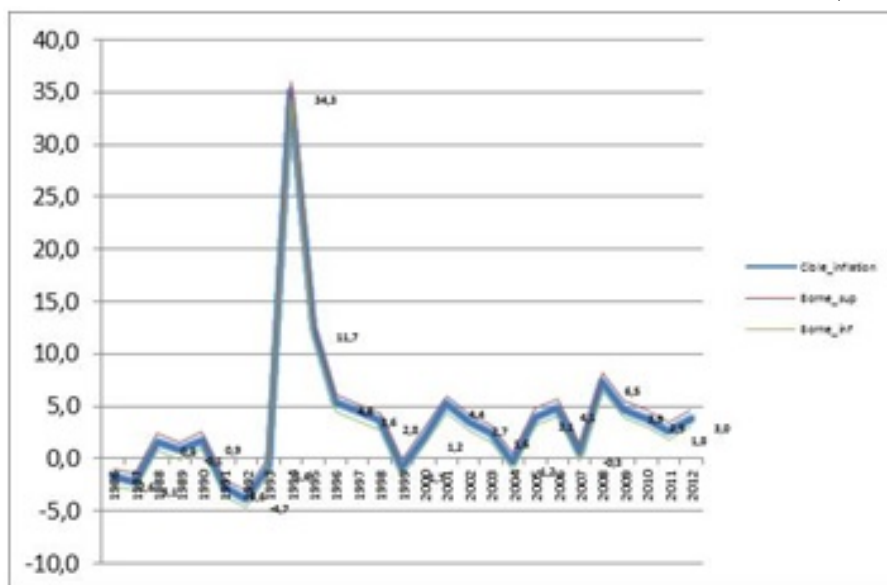
Les résultats de l'estimation nous ont permis de juger de la valeur moyenne de la cible sur la période d'analyse. Celle-ci s'élève à 3,6%, avec un écart type de 0,41 ; soit un intervalle de confiance à deux écarts type de [2,78 - 4,42]. Le tableau ci-dessous présente les résultats de l'estimation du modèle avec effets fixes temporels.

**TABLE 3** – Estimation du modèle à effets fixes temporels et évolution de la cible

Variable	Coefficients	Ecart type	Student	Probabilité
Ecart de production	-0,007516	0,00139	-5,408619	0,0000
$R^2 = 0,72$				
$R^2_{Ajust} = 0,65$				
$DW = 1,716$				

Toutefois, la validation de la spécification avec effets temporels nous amène à nous interroger sur la soutenabilité ou non de la valeur trouvée (3,6%) dans le temps, d'où la détermination de la trajectoire de la cible par la prise en compte desdits effets temporels, illustrée par le graphique 1. Ses réalisations sont ainsi confrontées à l'évolution de l'inflation courante par pays (Graphique 2) sur la période d'estimation ainsi qu'à celle de l'inflation de la zone (Graphique 3).

**FIGURE 1** – Evolution de la cible d'inflation dans la CEMAC (1986-2012)



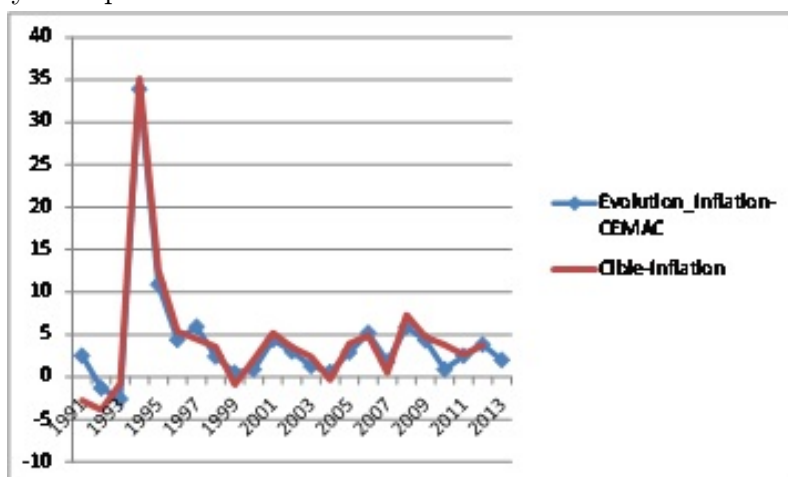
A l'exception des années 1994 et 1995, l'on note deux phases dans la dynamique de la cible d'inflation dans la CEMAC. La première se situe avant la dévaluation et dénote de

faibles valeurs de la cible ; généralement inférieures à 2%. La deuxième quant à elle va de 1996 à 2012. Sur celle-ci, la cible d'inflation a eu des valeurs statistiquement au-dessus du critère de convergence sous régional (3%). Cette évolution à la hausse reflète en définitive l'amélioration des performances économiques dans la zone.

**FIGURE 2** – Dynamique de la cible et de l'inflation courante par pays (1986 - 2012)



FIGURE 3 – Dynamique de la cible et de l’inflation courante de la CEMAC (1991 - 2012)



L’observation des graphiques ci-dessus confirme la possibilité de poursuivre une cible d’inflation unique pour les pays de la zone, du fait notamment de son adéquation aussi bien en données pays qu’en données agrégées. A titre d’illustration, elle a été inférieure à 3% entre 1986 et 1993 (ce qui suppose en admettant des origines monétaires de l’inflation ?) que la banque centrale induisait de la surchauffe du fait des taux d’inflation supérieurs ou égaux à cette valeur). Par la suite, elle a connu des valeurs au-dessus de 3% entre 1994 et 1997 ainsi qu’entre 2005 et 2009 (effet contraire de l’action de BC). Toutefois, il faut noter qu’elle a été identique au critère de convergence sous régional en 1998, 2002, 2003 puis de 2010 à 2012.

## Conclusion

Notre étude se proposait de juger de la pertinence d'une cible d'inflation dans la CEMAC. Pour cela, sa trajectoire a été déduite de la minimisation de la fonction de perte des autorités monétaires sous contrainte de l'activité économique. Il est apparu que cette cible évolue en fonction de l'écart entre l'inflation courante et l'output gap. L'estimation par un modèle de panel à coefficients variables dans le temps montre que nonobstant une valeur moyenne de 3,6 % et un écart type de 0,41 sur l'ensemble de l'échantillon, celle-ci comporte un effet temporel ayant maintenu sa trajectoire en deçà du critère de convergence sous régional (3%) et l'ayant élevé significativement après la dévaluation de 1994. En définitive, ces résultats montrent qu'en dépit de l'hétérogénéité supposée des économies de la zone<sup>16</sup>, une trajectoire unique de la cible d'inflation peut être adoptée car, exempte de toute influence pays. Pour cela il faudrait toutefois compléter la présente étude par une autre, relative à la détermination de l'horizon de ladite cible. Ce qui permettrait alors, moyennant une projection de l'inflation courante et de cette cible sur son horizon, de faire usage des instruments de politique monétaire dont la corrélation avec la cible intermédiaire (M2) permettrait de réduire l'écart constaté entre inflation courante et cible d'inflation dans la zone.

---

16. Laffiteau et Edi (2014) introduisent toutefois une nuance en distinguant la dimension nominale de la dimension réelle. Ainsi, l'hétérogénéité serait davantage notable sur la dimension réelle.

## Références

- [1] AHN S. C, Y. H. LEE ET P. SCHMIDT(2003) : "Panel Data Models with Time-Varying Individual Effets", *Journal of Econometrics*, 17 4(2013) 1-14.
- [2] AKERLOF, G. A. ET YELLEN, J. L.(1985a) : "A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia", *Quarterly Journal of Economics*, supplement.
- [3] ALBAGLI E., K. SCHMIDT-HEBBEL(2004) : "By How Much and Why Do Inflation Targeters Miss Their Targets?", Federal Reserve Bank, Atlanta.
- [4] AUBERT L.(2001) : *La politique monétaire : éléments de théorie et pratique des banques centrales*, Institut de Recherches Economique et Sociales.
- [5] BANQUE DE FRANCE(2011) : Rapport annuel de la Zone Franc.
- [6] BARRO R. J., D., B. GORDON (1983) : "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy", *NBER Working Paper*, n° 1079.
- [7] BOOMFIN A. N., G. D. RUDEBUSCH (2000) : "Opportunistic and Deliberate Disinflation Under Imperfect Credibility", *Journal of Money, Credit and Banking*, 32, 707-721.
- [8] CALVO G. A. (1983) : "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", *C.E.M.A and Columbia University, New York, NY 10027, U.S.A.*
- [9] CALZA A. D., GEDERSMEIR, J. LEVY (2001) : "Euro Area money Demand : Measuring the Opportunity Costs Appropriately", *International Monetary Fund Working Paper*, 01/179.
- [10] CHRISTIANO L., EICHENBAUM, M., EVANS, C. (2005) : "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, Vol. 113(1), pp. 1-46.
- [11] CITU F., J., TWADDLE (2003) : "The Output Gap and it Role in Monetary Policy Decision-making", *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, vol. 66, n°1.
- [12] DIXIT A. K. ET J. E. STIGLITZ (1977) : "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 67, p. 134-160.
- [13] FEVE P., J. MATHERON J-G. SAHUC (2009) : "Une estimation de la cible implicite d'inflation dans la zone euro", *Revue française d'économie*, n°2, vol. XXIV.
- [14] FEVE P., J. MATHERON J-G. SAHUC (2010) : "Inflation Target Shocks and Monetary Policy Inertia in the Euro Area", *The Economic Journal*, vol. 120, pp 110-1124.
- [15] FRIEDMAN, M. (1968) : "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58.

- [16] GERLACH S., F. SMETZ (1999) : "Output Gap and Monetary Policy in the EMU Area", *European Economic Review*, 47-71.
- [17] GIANNONI M., M. WOODFORD (2004) : "Optimal Inflation Targeting Rules", *In The Inflation-Targeting Debate*, NBER.
- [18] GORDON, R. J. (1981) : "Output fluctuations and gradual price adjustment", *Journal of Economic Literature*, June.
- [19] GOSSELIN M. A. (2008) : "Les performances des banques centrales en régime de cibles d'inflation", *Revue de la Banque du Canada*.
- [20] GUILLARD M. (2000) : "Nouvelle synthèse et politique monétaire", *Document de recherche EPEE*, N°. 00-07.
- [21] HEYER E., X. TIMBEAU (2002) : "Le chômage structurel à 5% en France?", *Revue de l'OFCE*, n° 80, Janvier.
- [22] IRELAND P. N. (2007) : "Changes in the Federal Reserve's Inflation Target : Causes and Consequences", *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 1851-1882.
- [23] KOZICKY A., P. S. TINSLEY (1998) : "Moving Endpoints and the Internal Consistency of Agents Ex Ante Forecast", *Computational Economics*, 11 (1-2) : 21-40.
- [24] KOZICKY A., P. S. TINSLEY (2003) : "Alternative Sources of the Lag Dynamics of Inflation", *In Price Adjustment and Monetary Policy*, 3-47. Proceedings of a Conference held by the Bank of Canada, November 2002. Ottawa : Bank of Canada.
- [25] LAFFITEAU E. ET EDI S. J. (2014) : "Les pays de la CEMAC convergent-ils?", *STATECO*, N°108.
- [26] LEIGH, D. (2005) : "Estimating the Implicit Inflation Target : An Application to US Monetary Policy", *IMF Working Paper*.
- [27] LOGEAY C. ET S. TOBER (2003) : " Time-Varying NAIRU and Real Interest Rate in Euro Area", *Discussion Papers du DIW*, n°350.
- [28] LUI J. (2012) : " A Panel Data Model with Nonparametric Time Effects : A Bayesian Analysis with Application to the Translog Distance Function", *Working Paper*, Rice University.
- [29] MANKIW, N. G. (1989) : "Real Business Cycles : A New Keynesian Perspective", *The Journal of Economic Perspectives*.
- [30] MARIEL P., S. ORBE ET C. RODRIGEZ (2007) : "A Time Varying Coefficient Model for Panel Data : Foreign Investment in European OECD Countries", *Documento de Trabajo*, Universidad del pais Basco.
- [31] MISHKIN F. (2002) : "Réflexions sur la poursuite de cibles en matière d'inflation", *in La stabilité des prix et la cible à long terme de la politique monétaire*, Banque du Canada.



- [32] MONACELLI T. (2005) : "Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol., n°6, December.
- [33] ORPHANIDES A. (2004) : "The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimate in Real Time", *Finance and Economics*.
- [34] ORPHANIDES A., ET D. WILCOX (2002) : "Opportunistic Approach to Disinflation", *International Finance* 5, 47-71.
- [35] PHELPS E. S. (1961) : "The Golden Rule of Accumulation : A Fable for Growth men", *American Economic Review*, Vol. 51, 638-643
- [36] PHELPS E. S. (1968a) : "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, Vol. 76, 678-711
- [37] POLLIN P. (2002) : "Pour une stratégie de ciblage de l'inflation en zone Euro", *Revue d'Economie Financière*, n° 65, pp 39-68.
- [38] ROGER, STONE (2005) : "On Targets? The International Experience with Achieving Inflation Targets", *Document de Travail*, Fonds Monétaire International.
- [39] RUDBUSCH G. D., ET L. E. O. SVENSSON (1999) : "Policy Rules of Inflation Targeting", In Taylor (G. B.) ed., *Monetary Policy Rules*, pp. 203-246, The University of Chicago Press.
- [40] SEVESTRE P. (2002) : *Econométrie des données de panel*, Dunod.
- [41] SLACALEK J. (2003) : "Productivity and Natural Rate Unemployment", *Document de Travail*, [www.econ.jhu.edu](http://www.econ.jhu.edu).
- [42] TAYLOR J. B. (1993) : "Discretion Versus Policy Roles in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies*, 39, December : 195-214.
- [43] WALSH C. E. (2002) : "Teaching Inflation Targeting : An Analysis for Intermediate Macro", *Journal of Economic Education*.
- [44] WOODFORD M. (2003) : *Money, Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

## Annexes

### Annexe A : Dérivation de la fonction de perte des autorités monétaires

Sous l'hypothèse de maximisation du bien-être des agents économiques, le critère souvent retenu pour les autorités monétaires est le niveau d'utilité espéré dont l'expression algébrique est  $(Max E_0 \{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \})$ . Dans cette expression, l'utilité à l'instant (t) est conforme aux hypothèses néoclassiques<sup>17</sup> et donnée par :

$$U_t = u(Y_t; \xi_t) - \int_0^1 v(h_t(i); \xi_t) di \quad (16)$$

$Y_t$  est un indice de production du bien différencié ( $i$ ) et  $h_t(i)$  est la quantité de travail offerte pour produire ce bien. La fonction  $v(h_t(i); \xi_t) di$  est la désutilité liée à l'offre de travail par le ménage représentatif et les chocs de préférence sont mesurés par  $\xi_t$ .

En vue de déterminer la fonction de perte équivalente, l'on peut à l'instar de de Woodford (2003) passer par l'approximation de Taylor à l'ordre 2 de la relation 16 ci-dessus. Ainsi, la première expression de cette relation s'écrit en supposant  $\bar{u} \equiv U(\bar{Y}; 0)$  et  $\tilde{Y} \equiv Y_t - \bar{Y}$ . La fluctuation de  $\tilde{Y}$  étant de l'ordre de  $O(\|\xi\|^3)$ , on a :

$$u(Y_t; \xi_t) = \bar{u} + u_c \tilde{Y}_t + u_\xi \xi_t + \frac{1}{2} u_{cc} \tilde{Y}_t^2 + u_{c\xi} \xi_t \tilde{Y}_t + \frac{1}{2} \xi_t' u_{\xi\xi} \xi_t + O(\|\xi\|^3)$$

Si l'on substitue  $\tilde{Y}_t$  par  $\hat{Y}_t = \log(\frac{Y_t}{\bar{Y}})$ , l'on peut écrire par l'approximation de Taylor :  $\frac{Y_t}{\bar{Y}} = 1 + \hat{Y}_t + \frac{1}{2} \hat{Y}_t^2 + O(\|\xi\|^3)$ , l'on obtient :

$$u(Y_t; \xi_t) = \bar{u} + \bar{Y} u_c (\hat{Y}_t + \frac{1}{2} \hat{Y}_t^2) + u_\xi \xi_t + \frac{1}{2} \bar{Y}^2 u_{cc} \hat{Y}_t^2 + \bar{Y} u_{c\xi} \xi_t \hat{Y}_t + \frac{1}{2} \xi_t' u_{\xi\xi} \xi_t + O(\|\xi\|^3)$$

En regroupant dans l'expression t.i.p. tous les éléments indépendants de la politique économique (exogènes ou constantes), et en faisant usage de la relation<sup>18</sup>  $g_t = -\frac{u_{c\xi} \xi_t}{\bar{Y} u_{cc}}$ , l'on obtient :

$$u(Y_t; \xi_t) = \bar{Y} u_c \{ \hat{Y}_t + \frac{1}{2} (1 - \sigma^{-1}) \hat{Y}_t^2 \} + \sigma^{-1} g_t \hat{Y}_t \} + t.i.p + O(\|\xi\|^3) \quad (17)$$

De manière similaire, l'on peut obtenir un développement de Taylor à l'ordre 2 de la deuxième expression de la relation 16, soit :

$$\tilde{v}(y(i); \xi_t) = \bar{Y} \tilde{v}_c \{ \hat{y}_t(i) + \frac{1}{2} (1 + \omega) \hat{y}_t^2(i) - \omega q_t \hat{y}_t(i) \} + t.i.p + O(\|\xi\|^3)$$

Dans cette expression,  $\hat{y}_t(i) \equiv \log(\frac{y_t(i)}{\bar{Y}})$  et  $\omega$  est l'élasticité du coût marginal réel au produit. De même,  $q_t \equiv -\frac{\tilde{v}_{y\xi} \xi_t}{\bar{Y} \tilde{v}_{yy}}$  est la variation en pourcentage du produit nécessaire pour

17. Concave et strictement croissante en chacun de ses arguments.

18. Variation en pourcentage du produit permettant de maintenir l'utilité marginale des dépenses à son état stationnaire à la suite d'un choc de préférence.

maintenir la désutilité marginal de l'offre  $\tilde{v}_y$  à son niveau stationnaire à la suite d'un choc de préférence.

En faisant usage de la relation du coût marginal réel  $s(y, Y; \tilde{\xi}) = \frac{\tilde{v}_y(y; \tilde{\xi})}{u_c(Y; \tilde{\xi})}$  et de celle du produit à l'état stationnaire avec une inflation nulle et sans chocs  $s(\bar{Y}, \bar{Y}; 0) = \frac{1-\tau}{\mu} \equiv 1 - \Phi$ , l'on obtient :

$$\tilde{v}(y(i); \xi_t) = \bar{Y} u_c \{ (1 - \Phi) \hat{y}_t(i) + \frac{1}{2} (1 + \omega) \hat{y}_t^2(i) - \omega q_t \hat{y}_t(i) \} + t.i.p + O(\|\xi\|^3)$$

En intégrant cette expression sur les biens différenciés ( $i$ ), l'on obtient :

$$\int_0^1 \tilde{v}(y(i); \xi_t) di = \bar{Y} u_c \{ (1 - \Phi) E_t \hat{y}_t(i) + \frac{1}{2} (1 + \omega) [(E_t \hat{y}_t(i))^2 + var_i \hat{y}_t(i)] - \omega q_t E_t \hat{y}_t(i) \} + t.i.p + O(\|\xi\|^3)$$

Or l'approximation de Taylor de l'indice agrégé de production est fournie par :

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{y}_t(i) + \frac{1}{2} (1 - \theta^{-1}) var_i \hat{y}_t(i) + O(\|\xi\|^3), \text{ ce qui nous permet d'éliminer } E_t \hat{y}_t(i) \text{ et donc :}$$

$$\int_0^1 \tilde{v}(y(i); \xi_t) di = \bar{Y} u_c \{ (1 - \Phi) \hat{Y}_t + \frac{1}{2} (1 + \omega) \hat{Y}_t^2 - \omega q_t \hat{Y}_t + \frac{1}{2} (\theta^{-1} + \omega) var_i \hat{y}_t(i) \} + t.i.p + O(\|\xi\|^3) \quad (18)$$

La combinaison des relations 17 et 18 fournie alors :

$$U_t = \bar{Y} u_c \{ \Phi \hat{Y}_t - \frac{1}{2} (\sigma^{-1} + \omega) \hat{Y}_t^2 + (\sigma^{-1} g_t + \omega q_t) \hat{Y}_t - \frac{1}{2} (\theta^{-1} + \omega) var_i \hat{y}_t(i) \} + t.i.p + O(\|\xi\|^3)$$

En posant  $x_t = \hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n$  l'écart de production et  $\hat{Y}_t^n \equiv \frac{\sigma^{-1} g_t + \omega q_t}{\sigma^{-1} + \omega}$  le logarithme du produit potentiel sous l'hypothèse de flexibilité parfaite, l'on a :

$$U_t = -\frac{\bar{Y} u_c}{2} \{ (\sigma^{-1} + \omega) (x_t - x^*)^2 + (\theta^{-1} + \omega) var_i \hat{y}_t(i) \} + t.i.p + O(\|\xi\|^3)$$

Pour une fonction de préférence CES entre les biens différenciés, la demande s'exprime telle que  $: \log y_t(i) = \log Y_t - \theta (\log(p_t(i)) - \log P_t)$  et donc  $var_i y_t(i) = \theta^2 var_i \log p_t(i)$  puis finalement :

$$U_t = -\frac{\bar{Y} u_c}{2} \{ (\sigma^{-1} + \omega) (x_t - x^*)^2 + \theta (1 + \omega \theta) var_t \log p_t(i) \} + t.i.p + O(\|\xi\|^3) \quad (19)$$

Ainsi, en plus de se soucier de la stabilisation de l'écart de production, il est nécessaire de contrôler la dispersion des prix. Cela peut être obtenu par la stabilisation du niveau général des prix dont la relation doit toutefois être spécifiée.

Pour cela, supposons une courbe de Phillips issue de la nouvelle synthèse néoclassique, s'exprimant tel que :  $\pi_t = \kappa x_t + E_t \pi_{t+1}$  avec  $k \equiv \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)(\sigma^{-1}+\omega)}{\alpha(1+\omega\theta)} \succ 0$

Posons  $\bar{P}_t \equiv E_t \log(p_t(i))$  et  $\Delta_t \equiv var_t \log(p_t(i))$ . L'on arrive pour  $\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1}$  à :

$$\begin{aligned}
\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1} &= E_t[\log(p_t(i)) - \bar{P}_{t-1}] \\
&= \alpha E_t[\log(p_{t-1}(i)) - \bar{P}_{t-1}] + (1 - \alpha)(\log(p_t^*) - \bar{P}_t) \\
&= (1 - \alpha)(\log(p_t^*) - \bar{P}_{t-1})
\end{aligned}$$

De manière similaire pour  $\Delta_t$

$$\begin{aligned}
\Delta_t &= \text{var}_i[\log(p_t(i)) - \bar{P}_{t-1}] \\
&= E_i\{(\log(p_{t-1}(i)) - \bar{P}_{t-1})^2\} - (E_i(\log(p_{t-1}(i)) - \bar{P}_{t-1}))^2 \\
&= \alpha E_i\{[\log(p_{t-1}(i)) - \bar{P}_{t-1}]^2\} + (1 - \alpha)(\log(p_t^*) - \bar{P}_{t-1})^2 - (\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1}) \\
&= \Delta_{t-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha}(\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1})^2
\end{aligned}$$

En substituant l'approximation linéaire  $\bar{P}_t = \log(P_t) - O(\|\xi\|^2)$ , l'on obtient :

$\Delta_t = \alpha\Delta_{t-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha}\pi_t^2 + O(\|\xi\|^3)$ , une marche aléatoire des prix. Il apparaît en outre que la dispersion des prix est une fonction du degré d'instabilité du niveau général des prix. De même, aussi bien la composante anticipée que la composante non anticipée de l'inflation contribuent à accroître la dispersion des prix.

En intégrant vers le futur cette expression, l'on obtient :

$$\Delta_t = \alpha^{t+1}\Delta_{-1} + \sum_{s=0}^t \alpha^{t-s} \frac{\alpha}{1-\alpha} \pi_s^2 + O(\|\xi\|^3).$$

Le premier terme est indépendant de la politique choisie, son actualisation sur toutes les périodes donne :  $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Delta_t = \frac{\alpha}{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_t^2 + t.i.p. + O(\|\xi\|^3)$

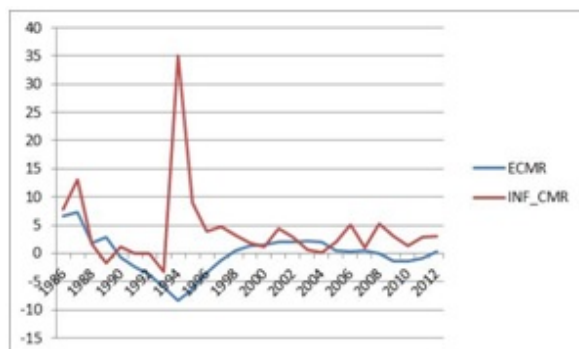
En substituant ce résultat dans la fonction d'utilité, l'on obtient :

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t = -\Omega \sum \beta^t L_t + t.i.p. + O(\|\xi\|^3).$$

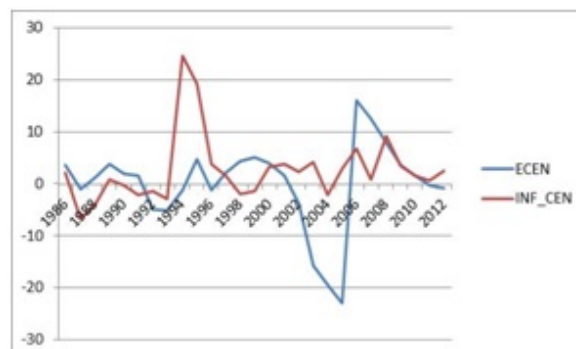
Avec la fonction de perte quadratique normalisée :  $L_t = (\pi_t - \pi_t^*)^2 + \lambda(x_t - x_t^*)^2$ .

## Annexe B : Evolution de l'écart de production et de l'inflation par pays

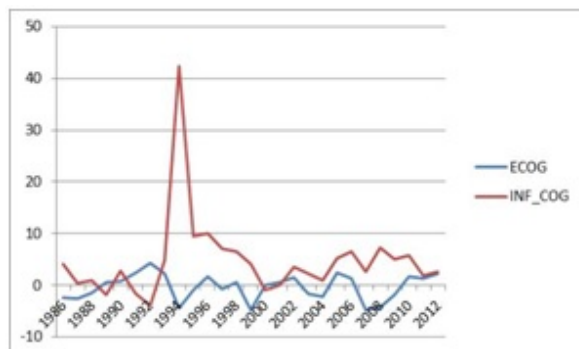
Cameroun



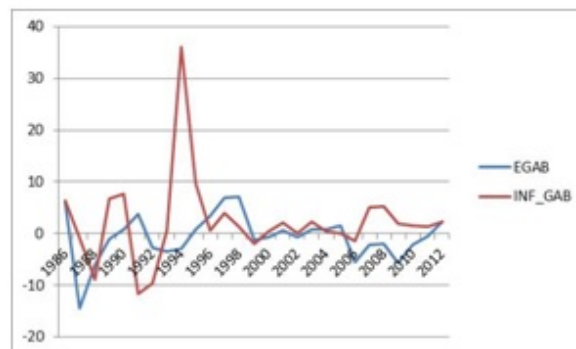
Centrafrique



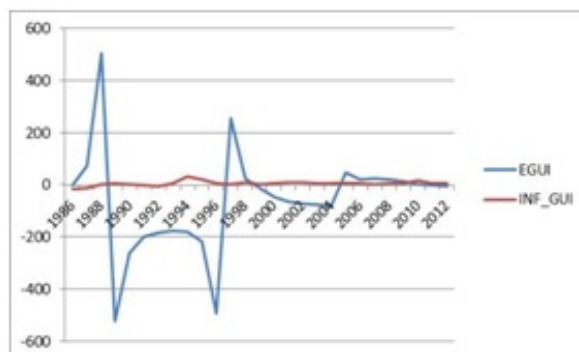
Congo



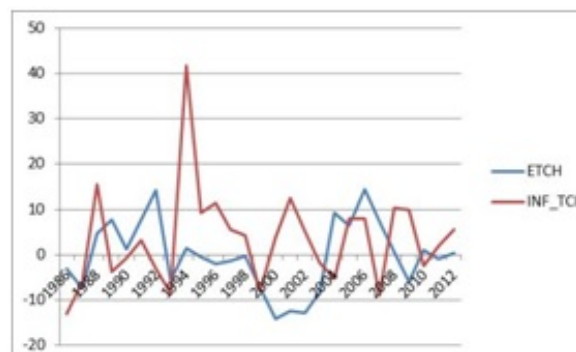
Gabon



Guinée Equatoriale



Tchad



## Annexe C : Evolution annuelle des effets fixes temporels

TABLE 4 – Test de racine unitaire sur les variables du modèle

Années	Effets fixes temporels	Années	Effets fixes temporels
1986	-5,364	2000	-1,56
1987	-5,841	2001	1,59
1988	-2,021	2002	-0,09
1989	-2,847	2003	-1,22
1990	-1,882	2004	-3,95
1991	-6,366	2005	0,32
1992	-7,460	2006	1,28
1993	-4,363	2007	-3,06
1994	31,540	2008	3,71
1995	8,967	2009	1,10
1996	1,777	2010	0,17
1997	0,850	2011	-0,98
1998	-0,029	2012	0,19
1999	-4,486		