

# MPRA

Munich Personal RePEc Archive

## **Phillips Curve, case study in Cameroon: evaluation of fundamental assumptions**

BESSO, CHRISTOPHE RAOUL

University of Yaounde II-SOA

24 November 2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/35614/>  
MPRA Paper No. 35614, posted 29 Dec 2011 06:18 UTC

BESSO Christophe Raoul

University of Yaounde II-Soa/Post Graduate Program in Mathematical Economics and Econometrics/PO.BOX 18, Soa /Phone: +23796003641

Corresponding author: [chritoppapou@yahoo.fr](mailto:chritoppapou@yahoo.fr)

## **Phillips Curve, case study in Cameroon: evaluation of fundamental assumptions**

### Résumé

Ce travail se propose d'étudier l'effet de l'inflation sur le chômage au Cameroun. Partant de l'hypothèse que l'inflation a un effet négatif sur le chômage, le modèle de la courbe de Philips a été choisi pour vérifier cette hypothèse. D'après les résultats des estimations, les erreurs d'anticipation influencent négativement l'évolution du taux de chômage au Cameroun de telle manière que, si le taux d'inflation augmente, le taux de chômage baisse. Si le taux d'inflation baisse, le taux de chômage augmente. Cette relation négative entre l'inflation et le chômage est ainsi trouvée au Cameroun comme dans les travaux de Phillips (1958). Mais le coefficient des erreurs d'anticipation est faible, le degré d'influence sera aussi faible. Les agents économiques vont difficilement s'apercevoir de l'effet de l'inflation sur le chômage.

L'estimation de l'équation des mesures donne les valeurs du chômage naturel et du taux d'inflation potentiel. En ce qui concerne le chômage naturel, il est de l'ordre de 0.6 % et le taux d'inflation potentiel est estimé à un taux de 21.25 %. Dans cet état des choses, ce ci veut dire que si les marchés fonctionnent normalement le taux de chômage au Cameroun sera de 0.6% pour un taux d'inflation de 21.25%.

Les statistiques de l'institut national de la statistique et la base de données de la banque mondiale ont été estimées par le logiciel Eviews.

Mots clés : inflation, chômage, modèle espace état

**Classification JEL** : C01, B22, E65, J08

### Abstract

This study consists of examining the effects of inflation on unemployment in Cameroon. Beginning from the hypothesis which says inflation has a negative effect on unemployment, the Philips curve model was chosen to verify this hypothesis. From the results of this study, the anticipation errors influence negatively the evolution of unemployment rate in Cameroon in such a way, if the inflation rate increases, the unemployment rate reduces. The reverse is true that is if the inflation reduces the unemployment rate increases. This negative relationship between the inflation rate and the unemployment rate is witnessed in Cameroon like in the study carried out by Philips in (1958).but here the coefficient of anticipation errors is weak, so the degree of influence will also be weak. Economics agencies will find it difficult in capturing the effect of inflation on employment.

The estimated equation gives the natural value of unemployment and the potential inflation rate. As concerns natural unemployment, it is estimated to be 0.6% and the potential inflation rate is estimated to be 21.25%. This means that if markets function normally, the unemployment rate in Cameroon will be 0.6% for 21.25% of inflation rate.

The data used was gotten from National Institute of Statistics and the World Bank. The software Eviews was used to carry out estimations.

Mots clés: inflation, unemployment, space state modele

**JEL Classification** : C01, B22, E65, J08

## Introduction

Les fluctuations des prix au Cameroun comme ailleurs se sont généralement accompagnées des sérieux remous sociaux. Ces fluctuations sont dues, soit aux mauvaises prévisions économiques (erreurs anticipations) soit aux chocs qui affectent l'économie<sup>1</sup>. Ces actions qui affectent l'évolution des prix se déroulent le plus souvent de manière aléatoire et cause de sérieux déséquilibres aux systèmes économiques et particulièrement au niveau des effectifs employés. Au fait, ce sont toujours les ménages qui payent le plus lourd tribut, d'abord ils observent leurs pouvoirs d'achat diminuer<sup>2</sup>, ensuite ils perdent leurs postes de travail à cause des restructurations et des plans de relances des entreprises. Les fluctuations des prix se posent donc comme un réel problème macroéconomique aux lourdes conséquences sociales aux quelles font constamment face les décideurs politiques. L'analyse des conséquences et des causes de ce problème fait donc l'objet de cette étude.

Ce travail se propose d'étudier l'effet de l'inflation sur l'emploi. En fait il veut analyser les conséquences des fluctuations des prix sur les effectifs employés de la période allant de 1993 à 2003. Nous ferons une analyse quantitative des variations des effectifs employés par une approche de la courbe de Phillips. Ce travail s'appuie sur l'hypothèse que l'inflation est de nature très instable et surtout très volatile. Cette instabilité est due aux mauvaises prévisions et aux chocs que subissent les économies, ces causes de l'instabilité des prix sont inobservables et de nature aléatoire. Ceci justifie notre idée de modéliser la courbe de Phillips par une représentation Espace-Etat de manière similaire aux travaux de Guerrero et Millions (2004). Ce modèle procure l'avantage d'avoir dans la même estimation les coefficients estimés et les estimations du niveau des taux de chômage naturel et de l'inflation qu'il faut pour atteindre ce taux de chômage naturelle.

L'étude sera structurée de trois parties. La première fera une brève présentation de l'évolution de la courbe de Phillips, la seconde présentera les formes fonctionnelles de la courbe de Phillips et la dernière présentera l'estimation du modèle. Après cette brève présentation de ce travail, on peut d'or et déjà entrer dans le vif de ce sujet.

---

<sup>1</sup> On distingue généralement les chocs de demande (une augmentation de la consommation, des exportations...) et les chocs d'offre (une baisse de la productivité, une augmentation des prix des biens importés ...).

<sup>2</sup> Comme en 1994 lors de la dévaluation du Franc CFA, et tout récemment en 2008 lors de la crise alimentaire mondiale.

## I- la courbe de Phillips et son évolution.

Cette courbe a beaucoup évolué, sa présentation originelle a subi plusieurs transformations. Ces transformations concernaient à la fois les variables d'intérêts et la forme de la courbe elles mêmes. Dans cette partie, il y aura une brève présentation de l'évolution de la courbe de Phillips.

### A- La courbe de Phillips :

Phillips (1958) a observé une relation négative entre l'inflation et chômage entre 1861 et 1957 au Royaume-Uni. Samuelson et Solow (1960) ont en suite réitéré l'exercice sur données américaines entre 1900 et 1960 et retrouvent (sauf pour la période correspondant à la Grande Dépression) cette relation négative qu'ils baptisèrent "courbe de Phillips", les gouvernements devaient choisir entre différentes combinaisons de taux de chômage et de taux d'inflation.

#### 1- Les différentes formes de la courbe de Phillips :

##### a- La courbe de Phillips initiale :

Lors de la première formulation (dans les années 60) de la courbe de Phillips, par Phillips lui-même, mais aussi par Samuelson et Solow (1960), l'inflation moyenne était quasiment nulle. Une hypothèse correcte consistait donc à supposer que l'inflation à venir serait elle-aussi nulle. Ils utilisaient l'équation suivante :

$$\pi_t = \mu - \alpha u_t \quad (1)$$

Ou  $\pi_t$  représente l'inflation à la période t,  $u_t$  représente le taux de chômage à la période t,  $\mu$  représente toutes les autres facteurs influençant le marché du travail. Dans ce cas, un niveau de chômage ( $u_t$ ) faible conduit à un niveau salaire (W) plus élevé donc à une hausse des prix (p), c'est à dire à une inflation plus forte. Cela provient de la boucle prix-salaires (aussi appelée spirale prix-salaires)  $\downarrow u \Rightarrow \uparrow W \Rightarrow \uparrow P \Rightarrow \uparrow W$ .

Pour l'Europe<sup>3</sup> (principalement en Angleterre), et de façon plus nette encore pour les Etats-Unis<sup>4</sup>, la relation décroissante entre inflation et chômage a été vérifiée dans les années 50 et 60. En revanche, la stabilité de la courbe disparaît dans les années 70 (aucune relation entre inflation et chômage n'est distinguable). On remarque notamment qu'à de mêmes niveaux de chômage correspondent des niveaux d'inflation beaucoup plus élevés. Sur le plan théorique, deux auteurs américains fourniront une explication à ce phénomène. Friedman (1968) et Phelps (1968) publièrent chacun un article qui mettait en question la logique intrinsèque de la courbe de Phillips en introduisant une modification dans le processus de formation des anticipations. Ceci s'appuie sur le fait qu'à partir de la fin des années soixante<sup>5</sup>, le taux d'inflation reste constamment positif et devient plus persistant. Cette situation conduit les agents à réviser leurs processus de formation des anticipations. Si le taux de l'inflation est durablement positif, il n'est plus raisonnable de l'anticiper nul. Les agents cessent donc

---

<sup>3</sup> Phillips, 1958

<sup>4</sup> Samuelson et Solow, 1960

<sup>5</sup> 160 au Etats Unis et 1968 en France.

d'anticiper des prix courants égaux à ceux de la période précédente pour au contraire prendre en compte la présence de l'inflation.

### **b- La Courbe De Phillips Augmentée (Ou “Courbe De Phillips”) :**

Sur la base d'un raisonnement théorique, Friedman (1968) suppose par exemple des anticipations de la forme :  $\pi_t^e = \theta\pi_{t-1}$ , où  $\theta$  mesure la sensibilité de l'anticipation d'inflation à l'inflation passée. C'est un cas particulier d'une généralisation des anticipations adaptatives :  $\pi_t^e - \pi_{t-1}^e = \beta(\pi_{t-1} - \gamma\pi_{t-1}^e)$ . L'inflation courante devient alors :

$$\pi_t = \theta\pi + \mu - \alpha u_t \quad (2)$$

- pour  $\theta = 0$ , on retrouve la courbe de Phillips initiale
- pour  $\theta > 0$ , l'inflation ne dépend pas seulement de  $u_t$  et de  $\mu$  mais aussi de l'inflation de la période précédente.
- pour  $\theta = 1$ , on a des anticipations naïves et la relation devient :

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \mu - \alpha u_t \quad (3)$$

Finalement, le taux de chômage n'affecte plus le taux d'inflation, mais la variation de ce taux. Pour distinguer cette relation de la courbe de Phillips initiale, celle-ci porte le nom de “courbe de Phillips modifiée”, ou “courbe de Phillips augmentée des anticipations”, ou “courbe de Phillips accélératrice” ou plus simplement de “courbe de Phillips” par opposition à la “courbe de Phillips initiale”. Elle se réécrit aussi :

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \mu - \alpha u_t \quad (4)$$

De sorte qu'on observe que la courbe de Phillips dans le plan  $(u_t, \pi_t)$  donc pour un niveau donné de  $\pi_{t-1}$  est décroissante.

On peut interpréter les observations d'inflation et de chômage dans les années 70 comme une augmentation de la valeur de  $\mu$ ; partant, dans les années 60, d'une valeur de 0 pour atteindre une valeur proche de l'unité dans les années 70. Alors que  $\mu$  a augmenté, la relation simple entre inflation et chômage a disparu pour faire place à une relation entre chômage et variation de l'inflation.

### **B- De l'approche WS-PS à la courbe de Phillips :**

L'approche WS-PS repose sur l'écriture de deux relations impliquant le salaire réel: la première (WS pour Wage-Setting) décrit la formation des salaires et la seconde (PS pour Price-Setting) décrit la formation des prix. Dans l'approche développée par Layard, Nickell et Jackman (1991), la formation des salaires traduit l'issue d'une négociation entre les entreprises et le syndicat. Après maximisation des intérêts respectifs, on montre que cette relation peut s'écrire sous la forme :

$$w - p^a - eff = C_{ws} - \beta u \quad (5)$$

Où  $w$  est le salaire nominal  $p^a$  est le prix anticipé,  $eff$  est le progrès technique (efficacité du travail),  $u$  est le taux de chômage et  $C_{WS}$  traduit l'effet de modifications structurelles. L'intuition est la suivante : lorsque le taux de chômage augmente, les salariés perdent du pouvoir de négociation (la menace du chômage étant accrue) et acceptent en conséquence des baisses de salaire réel. Par ailleurs, les entreprises répercutent dans les prix les variations des coûts des facteurs de production que sont le travail et le capital. Ceci est formalisé par la relation PS<sup>6</sup> (Cotis, Meary et Sobczak (1996)):

$$p = C_{ps} + \alpha(w^a - eff) + (1 - \alpha)(C_k + p) \quad (6)$$

$w^a$  est le salaire nominal anticipé par les entreprises,  $C_k$  est le coût réel du capital et  $\alpha$  est la part des salaires dans la valeur ajoutée. En outre,  $C_{PS}$  traduit l'effet de modifications structurelles dans le temps (préférences des agents, cadre institutionnel...). En définissant le taux chômage d'équilibre  $u$  comme étant le taux de chômage obtenu en l'absence d'erreur d'anticipation, on obtient :

$$u = \frac{1}{\beta} [C_{ws} + \frac{1}{\alpha} C_{ps} + \frac{1-\alpha}{\alpha} C_k] \quad (7)$$

Ainsi, dans ce cadre, le taux de chômage d'équilibre dépend positivement des facteurs poussant les salaires et les prix à la hausse ( $C_{WS}$  et  $C_{PS}$ ) ainsi que du coût du capital. Il existe différentes façons de dériver une courbe de Phillips. Sous certaines hypothèses, on peut l'obtenir en modifiant les équations précédentes. Premièrement, on introduit un aspect dynamique dans les relations en indiquant les variables par le temps. Par ailleurs, on ajoute aux équations (1) et (2) les termes  $z_{WS,t}$  et  $z_{PS,t}$  représentant des chocs de court terme affectant respectivement les salaires et les prix. En supposant que les erreurs d'anticipation d'inflation sont semblables aux erreurs d'anticipation salariale, une relation de type Phillips augmentée est obtenue en réécrivant l'égalité définissant l'inflation  $\pi_t = \pi_t^a + (p_t - p_t^a)$  :

$$\pi_t = \pi_t^a - \frac{\beta\alpha}{2}(u_t - u_t^*) + \frac{\alpha}{2}z_{WS} + \frac{1}{2}z_{PS} \quad (8)$$

où  $u_t^*$  est le NAIRU, défini comme le taux de chômage prévalant en l'absence de chocs temporaires et lorsque les ajustements des prix et des salaires sont achevés (c'est-à-dire lorsque  $z_{WS,t} = z_{PS,t} = 0$ ) :

$$P_t^a = P_t \text{ et } W_t^a = W_t \quad (9)$$

## II- Forme fonctionnelle de la courbe de Phillips

En plus des multiples formes structurelles de cette courbe, la courbe de Phillips peut aussi se présenter sous plusieurs formes fonctionnelles. On distingue donc, les courbes de Phillips linéaires et les courbes de Phillips non linéaires.

### A- Courbe de Phillips linéaire

<sup>6</sup> Confère Cotis, Meary et Sobczak (1996)

La relation entre l'écart de production et l'inflation, que l'on retrouve dans la courbe de Phillips traditionnelle, est linéaire (Fillon et Leonard (1997)). Une des formulations évidente suppose l'asymétrie de la relation, c'est-à-dire que les effets inflationnistes d'un écart de production positif (demande excédentaire) surpassent les effets désinflationnistes d'un écart de production négatif (offre excédentaire) équivalent. Fillon et Leonard (1997) vont entrer en profondeur en précisant que la courbe de Phillips traditionnelle n'est pas seulement linéaire, elle contient un processus autorégressif avec racine unitaire. Bien que l'hypothèse de la racine unitaire du taux d'inflation ne puisse généralement pas être rejetée par les tests habituels, il y a lieu de croire qu'elle n'est applicable qu'à certaines occasions.

La forme linéaire de la courbe de Phillips ne fait pas consensus. C'est la raison pour laquelle plusieurs auteurs ont examiné les différentes formes de non-linéarité de la courbe de Phillips.

## **B- Courbe de Phillips non-linéaire**

L'expérience inflationniste des années 90 a remis au goût du jour l'idée de la présence d'asymétrie et de non-linéarité dans la courbe de Phillips (Guerrero et Million (2004)). Les études récentes ont cherché à préciser les formes de non linéarité et à identifier les modèles théoriques compatibles avec ses formes de non-linéarité. Sur le plan théorique, le modèle à information imparfaite de Lucas montre que l'effet réel des erreurs d'anticipation à court terme dépend de la volatilité de l'inflation. La sous-évaluation de l'inflation générale par rapport à l'inflation de son bien produit, due à une information imparfaite, peut conduire un producteur rationnel à augmenter sa production et donc peut contribuer à diminuer le taux de chômage à court terme. L'augmentation de la production est d'autant plus forte (faible) que la volatilité de l'inflation générale est faible (forte). La volatilité de l'inflation et les anticipations se présentent donc comme les principales causes de la non-linéarité de la courbe de Phillips

## **III- Modélisation**

A la suite de toute cette présentations théorique, cette partie aura pour objectif l'analyse empirique du modèle à étudier. Cet à dire la verification de la relation existant entre l'inflation et le chômage au Cameroun. Pour cela, un premier point fera d'abord le tour de quelques travaux empiriques, un second présentera le modèle à estimer et le dernier point présentera les solutions du modeles.

### **A- Revue des travaux empiriques :**

Guerrero et Million (2004) proposent un nouveau modèle empirique linéaire pour la courbe de Phillips. Dans leur modèle, le coefficient de dilemme et la dynamique des erreurs d'anticipation dépendent du régime de volatilité des attentes d'inflation qui est supposé suivre un processus markoviens d'ordre 1. Le modèle est estimé sur les données Américaines de façon à vérifier si, comme le dit le modèle de Lucas (1973), l'impact des erreurs d'anticipations sur l'output est d'autant plus fort que l'inflation est stable. L'étude empirique valide en partie le modèle de Lucas. L'effet des erreurs d'anticipations est plus élevé en période de stabilité économique, mais les erreurs d'anticipations sont auto corrélées pour ces périodes ce qui conduit à rejeter l'hypothèse centrale de rationalité des agents.

Plusieurs travaux antérieurs ont étudié la courbe de Phillips, et selon leurs résultats la courbe de Phillips traditionnelle contient un processus autorégressif avec racine unitaire. Bien que l'hypothèse de la racine unitaire du taux d'inflation ne puisse généralement pas être rejetée par les tests habituels, il y a lieu de croire qu'elle n'est applicable qu'à certaines occasions. En effet, les résultats des modèles d'inflation à changement de régime, ceux de Laxton, Ricketts et Rose (1994), de Perron (1994) et de Ricketts et Rose (1995) par exemple, portent à croire que la racine unitaire serait applicable principalement à la période 1974-1982, alors qu'au cours des périodes antérieures et postérieures, l'inflation aurait plutôt été caractérisée par différents processus stationnaires. Dans la mesure où ces changements de régime traduisent l'influence de la politique monétaire sur le processus de formation des attentes d'inflation, il n'est peut-être pas tellement surprenant de constater que les prévisions réalisées sur longue période avec la courbe de Phillips traditionnelle, qui ne tient pas compte de ces changements, sont assez mauvaises.

D'autres études empiriques ont cherché à vérifier si la courbe de Phillips était mieux représentée par une forme fonctionnelle linéaire ou non linéaire et, le cas échéant, à identifier le type de non linéarité<sup>7</sup>. Pour la plus part de ces études, la non linéarité porte sur l'effet direct du taux de chômage sur l'inflation. Mais la non-linéarité peut être liée aux autres variables. Les résultats de Fauvel, Gay et Paquet (2002) suggèrent que c'est essentiellement les variables d'inflations retardées qui expliquent la non linéarité détectée, et l'étude de Brainard et Perry (2000) confirme une forte instabilité du coefficient associé aux attentes inflationniste et une relative stabilité du coefficient lié au taux de chômage. La non linéarité dans la dynamique de l'inflation peut refléter des changements dans le régime des attentes inflationnistes sous-jacent. Sur cette piste, Fillion et Leonard (1997) et Simon (1996) retiennent des modèles à changement de régimes inflationniste pour décrire la dynamique de l'inflation au Canada et en Australie.

Au vu de cette revue, l'analyse empirique de ce travail va donc s'inspirer de ces différents travaux pour la modélisation.

## **B- Analyse empirique :**

Dans la courbe de Phillips décrite précédemment, les anticipations d'inflation  $\pi_t^\epsilon$  ne sont pas directement observables. Nous allons les identifier dans un modèle Espace-Etat (EE), en supposant qu'elles partagent la même spécification que l'inflation observée. Ceci nécessite de proposer un modèle pour l'inflation. Le modèle EE qui autorise un changement de la volatilité des attentes associée à un changement de courbe de Phillips est détaillé ensuite. Enfin, nous présentons les résultats et les interprétations de l'estimation du modèle

### **1- Spécification du modèle :**

Le modèle empirique présenté ci-dessous a pour objectif de capturer la dynamique et la volatilité Changeantes des attentes d'inflation et des erreurs d'anticipation associées à un changement du coefficient de dilemme de la courbe de Phillips. Les équations de mesure qui relient les variables observables et inobservables sont les suivantes :

$$\pi_t - \pi_t^\epsilon = \alpha + \gamma (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^\epsilon) + \sigma^\pi \varepsilon_t \quad (10)$$

$$u_t - \bar{u}_t = \lambda (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^\epsilon) + \sigma^u \eta_t \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &\rightarrow N(0,1) \\ \eta_t &\rightarrow N(0,1) \end{aligned}$$

<sup>7</sup> Voir sur le sujet Clark, Laxton et Rose (1996), Gordon (1997), Eisner (1997) et Debelle et Laxton (1997).



L'équation (10) décrit la dynamique des erreurs d'anticipation  $\pi_t - \pi_t^\epsilon$ , la représentation de cette équation c'est inspiré du modèle Guerrero et Million, 2004. Partant de la revue de la littérature, ce travail peut donc supposer que l'inflation est instable et très volatile ce qui rend la courbe d'inflation non stationnaire, dans ce cas, le modèle espace-état permet d'estimer sans difficulté les séries intégrées.

L'équation (11) permet d'observer les effets des erreurs d'anticipation de l'inflation sur le chômage.  $u_t$  et  $\bar{u}_t$  représentent respectivement le taux de chômage effectifs au sens du BIT (Bureau International du Travail) et le taux de chômage naturel. L'une des hypothèses forte de ce travail est, si l'inflation a un effet sur le taux de chômage, automatiquement il a l'effet inverse sur l'emploi.

$\varepsilon_t, \eta_t$  sont des termes d'erreurs qui suivent une loi normale centré réduite (de moyenne nulle et de variance 1)

Les équations d'états sont représentées de la façon suivante :

$$\pi_t^\epsilon = \mu^{\pi^\epsilon} + \rho^{\pi^\epsilon} \pi_{t-1}^\epsilon + \sigma^{\pi^\epsilon} \varepsilon_t^{\pi^\epsilon} \quad (12)$$

$$\bar{u}_t = \bar{u}_{t-1} + \sigma^{\bar{u}} \quad (13)$$

$$\varepsilon_t^{\pi^\epsilon} \rightarrow N(0,1)$$

$$\varepsilon_t^{\bar{u}} \rightarrow N(0,1)$$

Où  $\pi_{t-i}^\epsilon$  représente le taux d'inflation anticipé à la période t-i,  $\bar{u}_{t-1}$  représente le taux naturel de chômage à estimer.  $\mu^{\pi^\epsilon}, \rho^{\pi^\epsilon}, \sigma^{\pi^\epsilon}, \sigma^{\bar{u}}$  sont des coefficients du modèle à estimer.  $\varepsilon_t^{\pi^\epsilon}, \varepsilon_t^{\bar{u}}$  sont des erreurs d'état qui suivent une loi normale centrée réduite (cet à dire de variance 1 et de moyenne 0).

## Présentation des résultats

Après l'estimation de ce modèle, la valeur obtenue de l'estimateur de  $\alpha$  est de 5.37. Ceci signifie que cet estimateur est différent de zéro. Dans ce cas les anticipations sont un estimateur biaisé de l'inflation, ceci est donc contraire à l'hypothèse des anticipations rationnelles. D'autre part l'estimation du coefficient  $\gamma$  est de 0.011, dont ce coefficient est aussi non nul, l'interprétation peut donc être la suivante, l'information de la période précédente n'a pas été bien exploité ou n'a pas été pris en compte (l'information peut être liée à la mise en œuvre de la politique monétaire, ou au changement de politique monétaire dans un pays). Ce résultat, vient tout juste confirmer le précédent, celui de l'incohérence avec les hypothèses des anticipations rationnelles. Selon Guerrero et Million (2004) les agents économiques peuvent agir rationnellement, mais font face à un problème de prévision difficiles qui rendent les erreurs de prévisions inévitables, dans un autre cas les agents n'ont pas d'information fiable sur le régime de politique monétaire.

L'estimation des coefficients de l'équation (11), permet d'avoir le résultat suivant  $\gamma = -0.45$ . Les erreurs d'anticipation influencent négativement l'évolution du taux de chômage au Cameroun de telle manière que, si le taux d'inflation augmente, le taux de chômage baisse. Si le taux d'inflation baisse, le taux de chômage augmente. Cette relation négative entre l'inflation et le chômage est ainsi trouvée au Cameroun comme dans les travaux de Phillips (1958). Mais le coefficient des erreurs d'anticipation est faible, le degré d'influence sera aussi faible. Les agents économiques vont difficilement s'apercevoir de l'effet de l'inflation sur l'emploi.

L'estimation de l'équation des mesures donne les valeurs du chômage naturel et du taux d'inflation potentiel. En ce qui concerne le chômage naturel, il est de l'ordre de 0.6 % et le taux d'inflation potentiel est estimé à un taux de 21.25 %. Dans cet état des choses, ce ci veut dire que si les marchés fonctionnent normalement le taux de chômage au Cameroun sera de 0.6% pour un taux d'inflation de 21.25%

### **Conclusion :**

Ce travail a fait une étude sur les effets des erreurs d'anticipations sur le chômage, il a modélisé cette relation par la courbe de Phillips. Partant d'une hypothèse tirée de la littérature que la courbe de Phillips est non linéaire à cause de la volatilité des séries d'inflation. Ceci est dû à des anticipations d'inflation qui sont inobservables, dans cette étude, la courbe de Phillips a été modélisée par un modèle espace-état. L'estimation de l'inflation potentielle a donné 21.15% et l'estimation du taux naturel de chômage donne 0.6% tout en conservant la relation négative entre le processus d'inflation et la courbe de Phillips.

## **Bibliographies:**

- Allazard D (2005)**, « introduction au filtre de Kalman ». SUPAERO.
- Ang A, Beckaert G (1998)**, " Regime Switches in Interest Rates, NBER Working Paper W6508."
- Artus P.** « Macro-économie ». puf
- Bakshi H, Yates A (1998)**, " Are UK Inflation Expectations Rational?, Bank of England Working Paper 81."
- Ball L (1992)**, " Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?" Journal of Monetary Economics 29:371-388.
- Bank of Canada (1998)**, "Information in financial asset prices" ,Bank of Canada, Ottawa.
- Blanchard O , Katz LF (1997)**, "What do we Know and do not Know about the Natural Rate of Unemployment, Journal of Economic Perspectives 11:53-92.
- Blanchard O ,Katz LF (1999)**, " Wage Dynamics : Reconciling Theory and Evidence ", American Economic Review . Papers and Proceedings 89 No2 : 69-74.
- Blanchard O, Summers LH (1988)**, "Beyond the Natural Rate Hypothesis", American Economic Review 78:182-187.
- Brainard WC , Perry GL (2000)**, "Making Policy in a Changing World ", In Economic Events,
- Brayton F , Robert JM ,Williams J (1999)**, " What's Happened to the Phillips Curve ?) .Federal Reserve Board, Division of Research and Statistics : 38 pages.
- Brinner RE, 1999**, "Is Inflation Dead", New England Economic Review, Federal
- Burgess S. et Knetter M (1996)**, « An International Comparison Of Employment Adjustment To Exchange Rate Fluctuations ». Working paper 5861, National Bureau Of Economic Research.
- Choi (2006)**, " Building an Identified Equilibrium Model of Aggregate Labor Market", Journal of Korean Econometric Association, 17, 4
- Commission Economique pour L'Afrique, Bureau Afrique Centrale (2004)**, « les économies de l'Afrique centrale ». maisonneuve et larose.
- Crawford A. et Kasumovich M (1996)**, " Does inflation uncertainty vary with the level of inflation? ". bank of Canada, Ottawa Ontario Canada K1A 0G9.
- Depelteau F.** « La démarche d'une recherche en science humaines ». Les Presses De L'Université De Laval.
- Fillion JF .et Léonard A (1997)**, « la courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses ». Document de travail 97-3. Banque du Canada.
- Fougère D. et Kaminonka T (1992)**, « un modèle markovien du marché du travail ». Annale d'économie et de statistique N° 27.

**Franco C (2007)**, « modèle GARCH et à volatilité stochastique ». gremars-Equipe , Université Lille 3.

**Friedman, Milton (1968)**, “The Role of Monetary Policy”, *American Economic Review*, mars 1968, pages 1-17.

**Greene W.** « **Econométrie** ».5<sup>e</sup>édition ,PEARSON Education.

**Guerrien B.** « la theorie neo-classique ». Economica.

**Guillaume G. Nicolas M (2004)**, « Instabilité de la courbe de Phillips aux Etats-Unis: Un modèle représentatif à changements de régime »

**Hamilton J (2005)**, « Regime –Switching models ». Departement of Economics, 0508.University of California, San Diego.

**L’Horty Y. et Rault C (2001)**, “why is French equilibrium unemployment so high: an estimation of the WS-PS model”. Document de recherche EPEE, université d’Evry.

**Lavoie M (1985)**, « Inflation, chômage et la planification des récessions : la théorie générale de Keynes et après ». Revue d’analyse économique, vol. 61, N° 2.

**Organisation International du Travail (2004)**, « les statistiques sur l’emploi et le marché du travail au Cameroun ». Bureau sous-régional pour l’Afrique centrale.

**Phelps, Edmund (1968)**, “Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, août 1968, pages 678-711.

**Phillips, A.W. (1958)**, “The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, novembre 1958, pages 283-299.

**Simon J (1996)**, « A markow-switching model of inflation in Australia». Research discussion paper 9611. Bank of Canada

**Samuelson, Paul A. et Robert Solow (1960)**, “Problems of Achieving and Maintaining a Stable Price Level : Analytical Aspects Of Anti-inflation Policy”, *American Economic Review, Papers and Proceedings* 50(2) : 177-94.

**Tobin, J. (1972)**, “Inflation and Unemployment”, *Economic American Review* 62(1): 1-18.

## Annexe

Annexe 1: présentation des résultats du modèle espace état

Sspace: UNTITLED

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 06/05/10 Time: 20:35

Sample: 1993 2003

Included observations: 11

Valid observations: 10

Convergence achieved after 318 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	5.376262	8195548.	6.56E-07	1.0000
C(2)	-0.011314	0.523419	-0.021616	0.9828
C(3)	32.90759	12867630	2.56E-06	1.0000
C(4)	-0.455286	0.033700	-13.50987	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
INF1	21.15142	1.179499	-17.93254	0.0000
U1	0.608682	1.270042	-0.479261	0.6318
INF2	21.15142	0.625475	-33.81660	0.0000
Log likelihood	-131.1672	Akaike info criterion		27.03345
Parameters	4	Schwarz criterion		27.15448
Diffuse priors	3	Hannan-Quinn criter.		26.90067

Annexe 2 : Représentation espace état de la courbe de Phillips

Equation de mesure

$$\begin{bmatrix} u_t \\ \text{inf}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c(1) & c(2) \\ c(3) & c(4) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \text{infl} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -c(2) & 1 & 0 \\ -c(4) & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{inf2} \\ u1 \\ \text{inf1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

Équation d'état

$$\begin{bmatrix} u1 \\ \text{inf1} \\ \text{inf2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u1(-1) \\ \text{inf1}(-1) \\ \text{inf1}(-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{u1} \\ \varepsilon_t^{\text{inf1}} \\ 0 \end{bmatrix}$$