

Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM Cas de  
l'Algérie

Modeling the Phillips curve using the VECM model Case of Algeria

نمذجة منحنى فيليبس باستخدام نموذج VECM حالة الجزائر

D/ Djaballah Mustapha<sup>1</sup>  
Université Mohamed Bou Diaf- Msila  
[aliaisraa@yahoo.fr](mailto:aliaisraa@yahoo.fr)

Reçu le: 12/11/2019

Accepté le: 25/11/2019

Publié le: 31/12/2019

الملخص:

الهدف من هذه الورقة هو تحليل ديناميكيات سوق العمل للاقتصاد الجزائري باستخدام نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي . لتطور معدلي البطالة والتضخم لفترتي 1980 و 2016. يتيح هذا التحليل التنبؤ بسياسة انكماشية التضخم تم تطبيقها. وساهمت هذه السياسة ، التي لم تقترن بسياسات التوظيف النشطة ، في زيادة معدل البطالة في الجزائر بين عامي 1980 و 2016. ثم تعرض الورقة الإطار النظري لمعادلات البطالة والأسعار واختيار المواصفات التجريبية المتأخمة. نستخدم نموذج تصحيح الأخطاء (ECM) الذي يأخذ بعين الاعتبار ديناميكيات الأجور والأسعار على المدى القصير والطويل في الجزائر. هدفنا هو تحديد المعايير الأساسية التي تؤثر على الأسعار وديناميكيات الأجور ومعاملات التعديل المرتبطة بها. مع هذا النوع من النمذجة ، سنتمكن من تقديم معلومات أساسية تسمح لنا بفهم أفضل لتوجهات السياسة الاقتصادية. بالنسبة لمتغير معدل البطالة لدينا ، فإن المعامل سلبي على المدى الطويل وإيجابي على المدى القصير والذي يمكن أن يكون دليلاً على عيوب سوق العمل الجزائري. ومن بين التفسيرات الأخرى ، يمكن أن تكون هذه العيوب ناتجة عن نقص المعلومات والشفافية في العرض والطلب على اليد العاملة. إن تفسيرنا للأثر الإيجابي قصير المدى لمعامل البطالة هو وجود قطاع مهم غير رسمي وقطاع رسمي غير كفؤ (لا يولد عمالاً كافياً) في وقت واحد.

الكلمات المفتاحية: نمذجة ، منحنى فيليبس، سوق العمل، الجزائر ، البطالة ، التضخم

Abstract :

The objective of this article is to analyze the dynamics of the labor market of the Algerian economy using the model of correction of errors. For the evolution of unemployment and inflation rates for 1980 and 2016. This analysis makes it possible to predict a restrictive inflation policy that has been applied. This policy, which was not accompanied by active employment policies, contributed to the increase in the Algerian unemployment rate between 1980 and 2016. The article then presented the theoretical framework of the wage and price equations and the choice of adjacent experimental criteria. We use the ECM model, which takes into account the dynamics of unemployment and short and long-term prices in Algeria. Our goal is to define basic

<sup>1</sup> Auteur correspondant D/ Djaballah Mustapha , Email: [aliaisraa@yahoo.fr](mailto:aliaisraa@yahoo.fr)

standards that affect prices, wage dynamics and associated adjustment factors. With this type of modeling, we will be able to provide basic information that will allow us to better understand the orientations of economic policy. For our unemployment rate variable, the coefficient is negative in the long term and positive in the short term, which could be a sign of the shortcomings of the Algerian labor market. Among other explanations, these shortcomings may be due to lack of information and transparency of supply and demand for labor. Our explanation for the short-term positive effect of the unemployment rate factor is that there is an important informal sector and an inefficient formal sector (not generating enough work) at the same time. In addition, we get relatively good consumer prices and value-added price equations. From these non-accelerated equations for Algeria

**Keywords:** modeling, Philips curve, labor market, Algeria, unemployment, inflation

---

---

Resume :

L'objectif de cet article est d'analyser la dynamique du marché du travail de l'économie algérienne à l'aide du modèle de correction d'erreurs. Pour l'évolution des taux de chômage et d'inflation pour 1980 et 2016. Cette analyse permet de prédire une politique d'inflation restrictive qui a été appliquée. Cette politique, qui n'était pas accompagnée de politiques actives de l'emploi, a contribué à l'augmentation du taux de chômage algérien entre 1980 et 2016. L'article présentait ensuite le cadre théorique des équations des salaires et des prix et le choix des critères expérimentaux adjacents. Nous utilisons le modèle ECM, qui prend en compte la dynamique de chômage et des prix à court et à long terme en Algérie. Notre objectif est de définir des normes de base qui influent sur les prix, la dynamique des salaires et les coefficients d'ajustement associés. Avec ce type de modélisation, nous serons en mesure de fournir des informations de base qui nous permettront de mieux comprendre les orientations de la politique économique. Pour notre variable de taux de chômage, le coefficient est négatif à long terme et positif à court terme, ce qui pourrait être un signe des carences du marché du travail algérien. Parmi d'autres explications, ces insuffisances peuvent être dues au manque d'information et à la transparence de l'offre et de la demande de main-d'œuvre. Notre explication de l'effet positif à court terme du facteur de taux de chômage est qu'il existe un secteur informel important et un secteur formel inefficace (ne générant pas suffisamment de travail) en même temps. De plus, nous obtenons des prix à la consommation et des équations de prix à valeur ajoutée relativement satisfaisantes. De ces équations non-accelérées pour l'Algérie

**Mots-clés:** modélisation, courbe de Philips, marché du travail, Algérie, chômage, inflation

---

# Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM Cas de l'Algérie

---

## INTRODUCTION :

La modélisation empirique des salaires sur séries temporelles est la première étape que nous avons choisi pour modéliser la boucle prix-salaires pour l'Algérie. Cette dernière constitue, elle aussi, une première étape dans la modélisation macroéconomique de l'économie algérienne. L'objectif de la modélisation est de mesurer l'impact de la libéralisation des échanges, dans le cadre du processus de Barcelone, entre l'Algérie et l'Union-Européenne.

Dans ce travail, nous proposons une estimation, pour l'Algérie du taux de salaire marchand au cours des années 80 et 90.

Une telle modélisation du taux de salaire repose sur deux spécifications alternatives : une relation de Phillips expliquant le taux de croissance des salaires par celui des prix et par le taux de chômage et une relation WS (*wage setting*) liant, en niveau, les salaires et les prix au taux de chômage.

Le choix d'une spécification en niveau ou en taux de croissance n'est pas sans conséquences. En effet, de ce choix va dépendre la détermination du taux de chômage d'équilibre du modèle. Le degré d'intégration des variables prises en compte dans la modélisation est d'une importance majeure dans le choix de la spécification. Une étude de la stationnarité des différentes variables utilisées est très importante.

Nous estimons d'abord une équation de salaires en données annuelles portant sur la période 1982 à 2016.

La méthode d'estimation utilisée est un modèle à correction d'erreur (MCE) permettant la prise en compte à la fois du court et du long terme. La spécification en taux de croissance (courbe de Phillips) correspond généralement au court terme alors que celle en niveau (courbe WS) correspond plutôt au long terme. Un traitement de la non-stationnarité des variables étudiées y sera très utile

## I- Constats à partir de la base de données disponible

La modélisation de l'équation de salaires de l'Algérie devrait nous donner une idée sur le comportement des prix et des salaires dans l'économie algérienne. Les relations existantes entre les différentes variables intervenant dans l'équation devraient nous éclaircir sur l'ampleur des interactions existantes entre ces différentes variables. Elles pourraient aussi nous aider à mieux comprendre le fonctionnement du marché du travail en Algérie .

Avant d'entamer la modélisation, une analyse macroéconomique des données disponibles semble intéressante, notamment celles concernant le taux de chômage, l'inflation et les salaires.

### 1-1 Le taux de chômage

Le taux de chômage se définit généralement comme le rapport entre le nombre d'individus sans emploi qui cherchent activement du travail - ou ceux qui sont temporairement mis à pieds - et le nombre total des employés et chômeurs. Le chômage ou son niveau élevé est l'une des caractéristiques des pays pauvres ou en développement. Il est aussi l'une des préoccupations majeures des autorités publiques de tout pays.

Comme l'indique la figure 1<sup>2</sup>, depuis 1980, le taux de chômage moyen en Algérie n'a cessé d'augmenter en passant de 9% en 1980 à 14% en 1994-1995, pour descendre à 12% en 1997 et remonter à environ 14% en 2001.

En Algérie, le chômage est un problème sérieux. Il est souvent accablant, lorsque les gens perdent leur emploi et ne peuvent pas en trouver un autre ou lorsque des diplômés n'arrivent tout simplement pas à en avoir un.

Il représente l'une des raisons essentielles qui expliquent certains phénomènes sociaux comme celui de l'émigration clandestine, le banditisme, la corruption, le terrorisme, etc.

Toutefois, une distinction de sexe et de milieu peut facilement être observée. Ainsi, le chômage dans le milieu urbain est beaucoup plus important que dans le milieu rural.

En effet, dans le milieu rural le taux chômage n'a jamais dépassé le seuil de 11% pour les hommes et 4% pour les femmes<sup>3</sup>.

En milieu urbain, le taux de chômage en Algérie est très élevé, que ce soit pour les hommes ou les femmes. Pour ces dernières, il passe de 14,2% en 1982, à 25,3% en 1992, puis à 27,6% en 1999. En fin de période, il diminue pour atteindre 24,7% en 2001. Suivant cette même tendance, mais dans une moindre mesure, le taux de chômage pour les hommes en milieu urbain reste élevé, en passant de 11,7% en 1982 à 18% en 2001.

### 1-2 L'inflation

Les données récoltées auprès de la direction des statistiques de l'Algérie montrent une tendance à la baisse de l'inflation durant les années 1980 et 1990,

---

<sup>2</sup> Toutes les figures et tous les graphiques et tableaux sont en annexe 2 à la fin de ce document.

<sup>3</sup> Ce faible taux accordé aux femmes est lié aussi aux considérations prises pendant le recensement, notamment le fait de considérer en dehors de la catégorie de chômeurs, toutes les femmes qui travaillent au foyer.

# Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM Cas de l'Algérie

---

puis une tendance à la stabilité entre 0% et 2% à partir de la moitié des années 1990.

On peut montrer que le taux d'inflation en Algérie a varié de 9,7% en 1980 à 0,6% en 2001. Toutefois, cette évolution de l'inflation est passée par des pics en 1985 (10,13%) et en 1994 (8,12%). Dans tous les cas, il y a une tendance générale à la baisse de l'inflation. Cette baisse s'explique par le fait que les autorités algériennes se sont concentrées sur cette cible. La question qui se pose maintenant est de savoir si cette politique est réellement une réussite ? Il faut en effet comprendre les mesures prises par le gouvernement pour atteindre cet objectif.

Les mesures appliquées dans la lutte contre l'inflation, sont souvent restrictives et peuvent provoquer, de manière indirecte, d'autres problèmes comme le chômage. Cela a été le cas au Canada et aux Etats-Unis pendant les années 1974-1975 et en 1979-1981.

En effet, les taux élevés d'inflation, atteints ces années là, ont indirectement provoqué des taux élevés de chômage<sup>4</sup>. Cela s'explique par le fait que les autorités politiques canadienne et états-unienne ont cru que le principal problème économique était l'inflation, d'où la nécessité, selon eux, d'appliquer des politiques économiques restrictives. En résumé, les autorités ont délibérément provoqué la récession et la montée du chômage durant ces années-là par le biais de ces politiques restrictives.

suite sur le taux de chômage? Apparemment, ces mesures n'ont pas seulement eu des effets négatifs à court terme mais également à moyen terme lorsqu'on observe l'évolution de ces deux taux, depuis 1986 jusqu'à 2001. En effet, le taux d'inflation est passé de 10,13% en 1986 à 0,6% en 2001 alors que le taux de chômage a suivi une tendance inverse, en passant de 8,5% en moyenne (13,8% en urbain) en 1985 à environ 13% (19,5% en milieu urbain) en 2001.

Une étude théorique et une modélisation du taux de croissance des prix, des salaires et du taux de chômage d'équilibre (NAIRU) sont nécessaires pour mieux comprendre ce phénomène.

## II- Le cadre théorique du modèle à correction d'erreur :

---

<sup>4</sup> Voir une vue d'ensemble du programme anti-inflation appliqué de 1975 à 1978 au Canada et ses résultats dans Sargent J. (2005)

Ce terme doit avoir un signe négatif, sinon il n'existe pas de phénomène de retour à l'équilibre.

Après avoir trouvé le modèle qui permet de traiter les deux considérations, à savoir la non-stationnarité des variables et la prise en compte simultanément de la dynamique du court et long terme, nous pouvons l'appliquer à nos séries.

Toutefois, la non-stationnarité des variables pose des contraintes sur la spécification du modèle. En effet, les méthodes usuelles de Engle – Granger, Johansen, ... se placent dans le cadre de variables intégrées d'ordre un « I(1) ».

Ainsi, si nous voulons estimer notre équation de salaire en l'interprétant comme une relation de Phillips (de court terme) augmentée d'un terme de rappel, il faut que  $\omega$ ,  $p$ ,  $U$  et  $PrdL$  soient toutes I(1) ou que plusieurs conditions d'indexation à long terme soient satisfaites (Heyer, 2000)

Si nos variables sont toutes I(1), nous pouvons espérer l'existence d'une relation de cointégration *i.e.* une relation linéaire de nos variables qui soit stationnaire « I(0) ». Les autres variables de notre MCE étant exprimées en différence première «  $\Delta$  », elles seront, elles aussi, toutes stationnaires. Dans ce cas là, nous pouvons estimer notre modèle en utilisant les méthodes usuelles.

Dans le cas où une ou plusieurs de nos variables ne sont pas I(1), par exemple nous trouvons un indice de prix I(2), nous ne pourrions plus estimer notre modèle pas les méthodes usuelles. Il faut donc ramener cette variable au cadre I(1). Une des méthodes les plus simples consiste à la différencier une seule fois ; mais cela posera problème dans la spécification de l'équation de salaire. En effet, la courbe WS ne peut plus être exprimée en niveau.

Ainsi, la première étape avant l'estimation du modèle consiste à définir le degré d'intégration des variables<sup>5</sup>.

### **.1. Test de racine unitaire :**

La première étape consiste à tester l'ordre d'intégration des séries individuelles considérées. Les chercheurs ont développé plusieurs procédures pour le test d'ordre d'intégration. Les plus populaires sont le test DickeyFuller (ADF) augmenté de Dickey et Fuller (1979, 1981). Le test de Dickey-Fuller augmenté repose sur le rejet d'une hypothèse nulle de racine unitaire (les séries sont non stationnaires) en faveur des hypothèses alternatives de stationnarité. Les tests sont menés avec et sans tendance déterministe ( $t$ ) pour chacune des séries. La forme générale du test ADF est estimée par la régression suivante :

---

<sup>5</sup> Les variables considérées ici sont les variables rentrant dans la détermination de la boucle prix-salaires.

# Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM Cas de l'Algérie

Où:  $Y$  est une série temporelle,  $t$  est une tendance temporelle linéaire,  $\Delta$  est l'opérateur de la première différence,  $\alpha_0$  est une constante,  $n$  est le nombre optimal de retards dans la variable dépendante et  $e$  est le terme d'erreur aléatoire; la différence entre l'équation (1) et (2) est que la première équation inclut juste la dérive. Cependant, la deuxième équation comprend à la fois la dérive et la tendance temporelle linéaire  $pp$

## 2. Le test de cointégration :

Une fois qu'une racine unitaire a été confirmée pour une série de données, l'étape suivante consiste à examiner s'il existe une relation d'équilibre à long terme entre les variables. L'existence de relations d'équilibre à long terme (stationnaires) entre les variables économiques est appelée dans la littérature cointégration, ce qui est très important pour éviter le risque de régression parasite. L'idée de base de la cointégration est que si, à long terme, deux séries ou plus se rapprochent étroitement, même si les séries elles-mêmes sont orientées, la différence entre elles est constante. Il est possible de considérer ces séries comme définissant une relation d'équilibre à long terme, puisque la différence entre elles est stationnaire (Hall et Henry, 1989). Un manque de cointégration suggère que de telles variables n'ont pas de relation à long terme: en principe, elles peuvent s'égarer arbitrairement loin l'une de l'autre (Dickey et al., 1991). Nous utilisons le VAR basé sur le test de co-intégration en utilisant la méthodologie développée dans Johansen (1991, 1995). La méthodologie de Johansen prend son point de départ dans la régression Vector Auto (VAR) d'ordre  $P$  donnée

## III) l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) :

$$\text{LOGWM} = - 12.97 - 0.62 * U + 5.39 * \text{LOGIPCFM}$$

(2.23)    (0.05)    (0.49)

Note : Les chiffres entre parenthèses sont des écarts-type

La relation ci-dessus est une relation WS. Les salaires augmentent avec l'inflation et diminuent avec l'augmentation des tensions sur le marché du travail, représentées ici par le taux de chômage.

Le deuxième cas, où nous avons supposé l'existence d'une tendance déterministe linéaire dans les données et avons contraint le terme constant à figurer dans la relation de long terme, permet de vérifier la robustesse du résultat de la première spécification.

On peut aussi montrer les résultats des tests de cointégration sous cette dernière hypothèse.

Là aussi, on constate que les deux tests de la Trace et de la valeur propre maximale coïncident pour conclure qu'il n'y a qu'un seul vecteur de cointégration :

$$\text{LOGWM} = \underset{(0.53)}{5.64} * \text{LOGIPCFM} - \underset{(0.06)}{0.65} * U$$

Note : Les chiffres entre parenthèses sont des écarts-type

La relation de cointégration trouvée, qu'elle soit avec ou sans constante, représente une courbe WS de long terme avec sur-indexation. De ce fait, l'hypothèse d'une indexation unitaire des salaires sur les prix est rejetée. Cela n'est pas spécifique à notre étude mais un trait partagé par plusieurs modèles macroéconomiques notamment français( Amadeurs, Mimosa (CEPII, OFCE, 1996) et Mosaique (Chauvin, Heyer et Timbeau, 1999).

Les salaires augmentent avec l'inflation et diminuent avec l'augmentation des tensions sur le marché du travail, représentées ici par le taux de chômage. Le coefficient de ce dernier est négatif, nous avons obtenu le signe attendu à long terme. Donc, à ce stade l'hypothèse de l'existence d'une seule relation de cointégration est validée.

Les deux spécifications précédentes sont estimées avec ou sans constante dans les données et toutes les deux montrent l'existence d'une seule relation de cointégration entre log (wm), U et log (ipcfm).

Nous devons choisir une seule spécification. Nous allons prendre en compte la première spécification où nous avons contraint le terme constant à apparaître uniquement dans la relation de long terme. En effet, la deuxième spécification est rejetée du fait que la constante dans la relation de long terme est significativement différente de 0. De plus, ce résultat paraît plus satisfaisant du point de vue économique, puisqu'il permet d'écarter l'hypothèse d'une dérive permanente du taux de croissance des prix et des salaires. Ceci va se répercuter aussi sur le taux de chômage d'équilibre (NAIRU) qui ne présentera pas de tendance.

En résumé, notre analyse portera sur une équation de salaire dont la relation de long terme inclut une constante et dont les variables taux de chômage, productivité et indice de prix à la consommation sont considérées comme étant exogènes<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> Cela n'est pas complètement juste, puisque nous allons voir après (estimation de l'équation des prix) que la variable IPCFM est une

## Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM Cas de l'Algérie

---

L'estimation finale du VECM sur nos observations est donc la suivante : étant donné que nos variables sont toutes intégrées du même ordre, nous pouvons dire que notre vecteur de cointégration est unique.

Dans ce cas précis, nous pouvons employer les méthodes envisagées par Engle et Granger.

La méthode en deux étapes de Engle et Granger consiste d'abord à estimer par les MCO la relation de long terme et calculer le résidu,

$$(3') \quad e_t = \log(Wm)_t - \alpha_0 - \alpha_1 \log(ipcfm)_t - \alpha_2 U_t$$

Ici,  $\alpha_0$  représente la constante de notre relation de long terme ;

$e_t$  est le résidu de l'équation de long terme. Il est aussi le résidu d'une courbe WS.

Dans une deuxième étape, la méthode permet d'estimer par les MCO la relation dynamique (court terme) :

$$(3'') \quad \Delta \log(Wm)_{t-i} = \gamma e_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta \log(ipcfm)_{t-i} + \sum \beta_i \Delta U_{t-i} + \sum \delta_i \Delta \log(Prdlm)_{t-i} + u_t$$

Avec

$i$  le nombre de retards ;

$\alpha$ ,  $\beta$  et  $\delta$  des coefficients économétriques

Ici, la relation dynamique est une courbe de Phillips augmentée par un terme de rappel vers l'équilibre.

variable aussi endogène. Cela veut dire que notre équation de salaire n'est pas seulement une simple équation mais c'est un modèle structurel.

Le coefficient  $\gamma$  (force de rappel vers l'équilibre) doit être significativement négatif.

#### IV- Résultats des estimations du VECM :

##### 4-1 Différentes spécifications de l'équation de salaires

L'estimation de notre premier VECM, nous donne *l'équation de salaire* suivante<sup>7</sup> (4') :

$$\begin{aligned}
 \text{DLog}(\text{wm}) = & -0,16*[\text{Log}(\text{wm})_{.1} - 5,71*\log(\text{ipcfm})_{.1} + 0,67* U_{.1} + \\
 & 14,17] - 0,53*\text{Dlog}(\text{wm})_{.1} \\
 & \quad \quad \quad [-5.04] \quad \quad \quad [-9.61] \quad \quad \quad [10.32] \quad \quad \quad [5.17] \quad \quad \quad [-3.49] \\
 & +0,05* \text{Dlog}(\text{wm})_{.2} + 1,33* \text{Dlog}(\text{IPCFM})_{.1} - 0,46*\text{Dlog}(\text{IPCFM})_{.2} + \\
 & 0,06*\text{D}(U)_{.1} + \\
 & \quad \quad \quad [0.37] \quad \quad \quad [2.51] \quad \quad \quad [-0.92] \quad \quad \quad [3.14] \\
 & 0,02*\text{D}(U)_{.2} - 0,22*\text{Dum94} \\
 & [1,003] \quad \quad \quad [-3.62]
 \end{aligned}$$

Avec dum94 une variable indicatrice de chocs non pris en compte par les variables explicatives présentes en l'année 1994.

En ajoutant dans l'équation une autre variable indicatrice de choc « dum99 » relative à l'année 1999; nous obtenons un meilleur résultat par rapport au précédent.

L'équation de salaire nouvellement estimée est la suivante (4''):

---

<sup>7</sup> Les chiffres entre [ ] sont les t -stat.

**Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM Cas de l'Algérie**

---

$$\begin{aligned}
 \text{DLog}(wm) = & -0,17*[\text{Log}(wm)_{.1} - 5,38*\log(ipcfm)_{.1} + 0,62* U_{.1} + \\
 & 12,76 ] - 0,4*\text{Dlog}(wm)_{.1} \\
 & \quad \quad \quad [-7.39] \quad \quad \quad [-8.45] \quad \quad \quad [9.07] \quad \quad \quad [4.34] \quad \quad \quad [-3.15] \\
 & +0,07* \text{Dlog}(wm)_{.2} + 0,99* \text{Dlog}(IPCFM)_{.1} - 0,52*\text{Dlog}(IPCFM)_{.2} + \\
 & 0,06*\text{D}(U)_{.1} + \\
 & \quad \quad \quad [0.63] \quad \quad \quad [2.49] \quad \quad \quad [-1.38] \quad \quad \quad [4.48] \\
 & 0,02*\text{D}(U)_{.2} - 0,22*\text{Dum94} - 0,12*\text{Dum99} \\
 & [0.01] \quad \quad \quad [-5.02] \quad \quad \quad [-2.53] \quad \quad \quad .
 \end{aligned}$$

Les deux équations obtenues ci-dessus répondent parfaitement aux conditions relatives à la bonne marche d'un modèle à correction d'erreur. En effet, l'écriture du ECM est juste. Elle correspond à l'équation (3'') : Nous avons une dynamique de court terme de type courbe de Phillips augmentée par un terme de rappel correspondant à la relation de cointégration retardée d'une période.

Pour qu'il y ait un retour vers l'équilibre (caractéristiques des MCE) il faut que le terme de rappel, appelé «  $\gamma$  » dans l'équation (3''), soit négatif. Cette condition est respectée pour nos deux estimations. En effet, le terme de rappel vers l'équilibre est égal respectivement pour la première et deuxième équation à -0,16 et -0,17.

Pour les deux estimations, les termes en taux de croissance retardés de deux périodes ne sont pas significatifs alors que ceux retardés d'une seule période le sont. Ce qui veut dire que l'impact sur la variation du taux de salaire, pour une année n, des différentes variables explicatives est beaucoup plus sensible aux variations de l'année n-1 qu'aux variations relatives à l'année n-2.

Mais une chose que nous ne pouvons pas faire passer inaperçue est le signe du coefficient relatif au taux de chômage. Nous avons un bon signe dans la relation de cointégration (signe négatif) mais nous avons aussi un mauvais signe dans la relation de court terme (signe positif). Nous savons qu'en théorie le taux de chômage varie de façon inverse par rapport au taux de salaire. Le signe attendu est alors négatif. Cette démarcation par rapport à la théorie nous pose problème.

A ce stade de spécification, nous n'avons pas introduit la variable productivité du travail (Prdlm) ni en niveau ni en taux de croissance.

En niveau, la variable « Prdlm » ne peut pas être introduite dans la relation de long terme à cause du nombre réduit des observations de notre échantillon (37 observations)<sup>8</sup>.

En taux de croissance, il est tout à fait possible de l'intégrer dans la relation dynamique (court terme) mais à un seul retard. La cause de cette restriction vient toujours du nombre réduit des observations de notre échantillon.

En introduisant la variable productivité dans la partie dynamique de l'équation nous obtenons le résultat suivant (4\*):

$$\begin{aligned}
 \text{DLog(wm)} = & \mathbf{-0,095*(Log(wm))_{-1} - 7,63*log(ipcfm)_{-1} + 0,9* U_{-1} +} \\
 & \mathbf{22,23) - 0,22*Dlog(wm)_{-1}} \\
 & \quad \quad \quad [-5.63] \quad \quad \quad [-8.5] \quad \quad \quad [9.5] \quad \quad \quad [5.29] \quad \quad \quad [-2.04] \\
 & \mathbf{- 0,005* Dlog(wm)_{-2} + 0,58* Dlog(IPCFM)_{-1} + 0,14*Dlog(IPCFM)_{-2}} \\
 & \mathbf{+ 0,04*D(U)_{-1} +} \\
 & \quad \quad \quad [-0.05] \quad \quad \quad [1.61] \quad \quad \quad [0.5] \quad \quad \quad [3.78] \\
 & \mathbf{0,02*D(U)_{-2} - 0,12*Dum94 - 0,04*Dum99 + 0,62*Dlog(Prdlm)} \\
 & [2.03] \quad \quad \quad [-2.54] \quad \quad \quad [-0.89] \quad \quad \quad [3,79]
 \end{aligned}$$

La variable indicatrice Dum99 étant non significative lorsqu'on introduit la variable Prdlm, nous l'avons éliminée de la dynamique de l'équation. Le résultat de cette nouvelle spécification est le suivant (4\*\*):

$$\begin{aligned}
 \text{DLog(wm)} = & \mathbf{-0,09*(Log(wm))_{-1} - 7,37*log(ipcfm)_{-1} + 0,87* U_{-1} +} \\
 & \mathbf{21,18) - 0,22*Dlog(wm)_{-1}} \\
 & \quad \quad \quad [-5.88] \quad \quad \quad [-9.1] \quad \quad \quad [10.2] \quad \quad \quad [ 5.59] \quad \quad \quad [-2.14] \\
 & \mathbf{- 0,027* Dlog(wm)_{-2} + 0,53* Dlog(IPCFM)_{-1} + 0,16*Dlog(IPCFM)_{-2}} \\
 & \mathbf{+ 0,04* D(U)_{-1} +}
 \end{aligned}$$

---

<sup>8</sup> Le logiciel n'arrive pas à estimer la relation de cointégration avec quatre variables (y compris la variable endogène log(Wm)) plus la constante.

## Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM Cas de l'Algérie

[-0.31]	[1.5]	[0.57]	[ 3.79]
<b>0,02*D(U)<sub>-2</sub> - 0,1*Dum94 + 0,69*Dlog(Prdlm)</b>			
[2.15]	[-2.37]	[4,97]	

Le taux de chômage varie à l'inverse du taux de salaire à long terme mais à court terme, il varie positivement, notamment pour la période précédente.

Le résultat de court terme s'oppose à ce que la théorie nous enseigne, sauf que des imperfections du marché du travail peuvent intervenir pour changer les résultats théoriques. En effet, le marché du travail algérien, tout comme plusieurs pays en développement, est très spécifique et connaît beaucoup d'imperfections. La présence d'activités informelles rend la collecte de données statistiques très dure.

Le secteur informel en Algérie occupe une place importante et peut à lui seul expliquer le résultat de court terme que nous obtenons. En effet, lorsque des travailleurs sont licenciés ou lorsque des diplômés ne trouvent pas de poste à pourvoir, ils sont automatiquement orientés vers le secteur informel. Ils espèrent gagner leur vie, en attendant un poste plus sûr dans le secteur formel. Cette réaction est typiquement spécifique aux pays en développement qui n'ont pas de système d'indemnisation sociale de travail. Effectivement, en Algérie, un père de famille licencié ne peut bénéficier ni d'indemnisation-chômage ni de revenu

Ce comportement automatique, d'aller vers le secteur informel, trompe les statistiques officielles concernant le nombre de chômeur dans le pays et baisse, à court terme, l'offre d'emploi dans le secteur formel.

Cette baisse fictive de l'offre de travail se traduit à court terme par une baisse du taux de chômage aux yeux des officiels.

Cette information est partagée entre employeurs et syndicats de salariés. Ce qui facilite les négociations de ces derniers pour des augmentations éventuelles de salaires. Ainsi, notre résultat de court terme s'explique principalement par la nature du marché du travail algérien, par l'existence ou non de systèmes d'indemnisation sociale de travail et surtout par une absence d'une stratégie claire de développement. En effet, les années 1980 et 1990 ont été caractérisées par l'ouverture du marché européen au marché Algérien et par une politique anti-inflationniste restrictives. Ces circonstances ont été favorables à une compétitivité faible des entreprises marocaines et par conséquent à une faible création d'emploi. Cela s'ajoute à une déficience dans le fonctionnement du marché du travail liée principalement à une absence d'une réelle politique active d'emploi cohérente avec les changements que connaissait le pays durant cette période, couplée avec le manque d'information et de transparence concernant les offres et demandes de travail.

A long terme, les résultats de nos estimations sont conformes à la théorie. En effet, la relation de cointégration donne une relation inverse entre taux de salaires et taux de chômage. Une relation théoriquement satisfaisante.

Pour ce qui concerne l'inflation, elle est significative pour la période précédente. Elle a un coefficient de signe positif. Le taux de salaire augmente avec l'augmentation des prix.

Quant au taux de salaire retardé d'une période, il est significatif dans toutes les spécifications proposées et a un coefficient de signe négatif. Ceci veut dire que le taux de croissance du salaire marchand augmente lorsque son niveau de la période précédente baisse.

Pour ce qui concerne le taux de croissance de la productivité du travail, il augmente avec l'augmentation des salaires. Plus la productivité du travail augmente plus les taux de croissance des salaires s'améliorent (respectivement de 0,69 et 0,62)<sup>9</sup>.

## CONCLUSION

Ce travail a été mené dans le but de modéliser une boucle prix-salaire de l'économie algérienne. Cette dernière modélisation rentre dans le cadre d'une modélisation plus large et plus complexe que constitue la modélisation macroéconomique de l'économie de l'Algérie. L'objectif est de mesurer, l'impact de l'ouverture de l'économie de l'Algérie aux différents produits en provenance de l'Union Européenne, dans le cadre du processus de Barcelone qui donnera lieu à une zone de libre-échange entre ces deux partenaires en 2012.

La modélisation de l'équation de salaire (composante de la modélisation de la boucle prix-salaires) a été menée à l'aide des techniques multi-variées de la cointégration. La relation de cointégration, appelée aussi relation de long terme, est une courbe WS. L'équation dynamique que nous avons estimée, désignée comme une relation de court terme, est une relation de Phillips augmentée. Les résultats obtenus présentent à la fois de bons et de mauvais signes.

Pour ce qui est de mauvais signe, nous avons trouvé un coefficient de taux de chômage positif à court terme. Ceci est un problème d'ordre théorique puisqu'il suggère que lorsque le taux de chômage baisse, le taux de croissance du salaire baisse aussi. Cela trouve son explication dans la nature du marché du travail algérien et les imperfections qui y incombent. En effet, le marché du travail algérien se compose en deux secteurs distincts, un formel et l'autre informel. Ce dernier est d'autant plus développé que les politiques d'emploi actives sont timides ou incohérentes avec les autres politiques économiques destinées à

---

# Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM Cas de l'Algérie

---

accompagner les changements radicaux que l'Algérie connaissait durant cette dernière décennie. Toutefois, à long terme, nous retrouvons une relation inverse entre taux de salaires et taux de chômage. Relation satisfaisante du point de vue théorique.

## Bibliographie:

- Artus P., Deleau M. et Malgrange P. (1986) « Modélisation macroéconomique » Edition Economica.
- Bonnet X. et Mahfouz S. (1996), « The Influence Of Different Specifications Of Wages Prices Spirals On The Measure Of The Nairu : The Case Of France », Document de travail de la Direction des Etudes et synthèses économiques, G 9715, INSEE.
- Chauvin V., Heyer E. et Timbeau X. (1999) « Mosaïque révélée », Revue de l'OFCE, N° 70, juillet, pp. 192-336.
- CEPII-OFCE, (1996) « La nouvelle version de Mimosa, modèle de l'économie mondiale », Revue de l'OFCE, N° 58, juillet, pp. 103-105.
- Cotis J.-PH. , Méary R. et Sobczack N. (1996) « Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », revue économique, vol. 49, N° 9, pp. 921-935
- Courbis R. et Chassin J.- B (1982) « La relation salaire-prix-chômage en France : une formulation généralisée à indexation endogène » ; Prévision et analyse économique (cahier du GAMA), Vol. 3, n° 3-4, juillet-décembre 1982.
- Courbis R. (1982) « La relation de Phillips : Stabilité ou instabilité ? » ; Prévision et analyse économique (cahier du GAMA), Vol. 3, n° 3-4, juillet-décembre 1982.
- Darby J. et Wren-Lewis S. (1991). « Is There A Cointegration Vector For Uk Wages ? », Journal of economic studies, vol. 20, N°1/2 , pp 87-115.
- Dickey D.A. et Fuller W.A. (1979). "Distribution Of The Estimators For Autoregressive Times Series With a Unit Root" Journal for the American statistical association, 74, pp. 427-431.
- Epaulard A. (1997) « Les modèles appliqués de la macroéconomie » édition Dunod.
- Evans G. (1989) « Output And Unemployment Dynamics In The United States : 1950-1985 », Journal of applied econometrics, vol. 4, N° 3, pp. 213-237.

- Hall S.G. (1986) « An Application Of Granger And Engel Two-Step Estimation Procedure To United Kingdom Aggregate Wage Data », Oxford bulletin of economics and statistics N° 48, 3, pp.229-239.
- Hansen B. (1970) « Excess Demand, Unemployment, Variancies And Wages », Quarterly Journal Of Economics, vol.84, n°: 1.
- Hall S.G. (1989). “Maximum Likelihood Estimation Of Cointegration Vectors : An Example Of The Johansen Procedure”, Oxford bulletin of economics and statistics N° 51, 2, , pp.213-218
- Hénin P.-Y et Jobert T. (1993). « Caractérisation et mesure », dans « *la persistance du chômage* », Hénin P.-Y. édition Economica.
- Heyer E., Le Bihan H. et Lerais F. (2000). « Relation de phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode de Johansen » N°146, Economie et prévision, 2000-5, pp. 43-56.
- Holt C. (1970) Job Search , Phillips’ wage Relation and Union Influence: Theory and Evidence, in e. Phelps” Microeconomic foundations of employment and inflation theory, Norton, New York.
- Klein R.L. (1982) « The Phillips Curve En The U.S. »; Prévision et analyse économique (cahier du GAMA), Vol. 3, n° 3-4, juillet-décembre 1982.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Shmidt P., Shin Y., (1992). “Testing The Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root”, Journal of econometrics, 54, pp. 159 – 178.
- Lardic V. et Mignon S. (2002), « Econometrie Des Series Temporelles Macroeconomiques Et Financieres ».
- L’Horty Y. et Sobczack N. (1997). « Les Determinants Du Chomage D’équilibre : Estimation D’un Modele Ws-Ps Sur Donnees Trimestrielles Françaises », Economie et prévision, N° 127, pp. 101-116
- Nymoen R. (1989). « Modelling Wages In The Small Open Economy : An Error