

Chômage, Salaires Réels et Croissance Démographique : Est-ce qu'un Modèle à Correction d'Erreurs peut Rendre Comptedes Interactions entres ces Variables ?

Unemployment, Real Wages and Population Growth: Can an Error Correction Model reflects the Interactions Between these Variables ?

Dr. CHERIFI Brahim
Maitre de conférences-B- Université Hassiba Ben Bouali
Brahim1069@hotmail.com

Résumé

La théorie économique considère une interaction entre les variables ; chômage, croissance démographique et croissances des salaires réels. La croissance de la population alimente le marché du travail par l'augmentation de la population active, mais aussi, comme le suggèrent les anti-populationnistes, par le biais de son impact négatif sur la croissance économique et par conséquent, sur le niveau de l'emploi. Dans les deux cas, il y aura une augmentation du taux de chômage. D'autres part, le chômage peut influencer sur la croissance de la population en ce qu'il touche le niveau de vie des individus. Le niveau des salaires réels dépend quant à lui du niveau de l'emploi et donc, à taux d'activité fixe, du niveau du chômage, mais il dépend aussi de l'inflation dont la théorie fournit une relation négative avec le chômage. Aussi, le niveau du chômage dépend positivement du taux de salaire réel comme le souligne la théorie de la demande de travail. L'article présent cherche à estimer un vecteur de correction d'erreurs qui peut nous fournir les interactions de court et de long terme entre les trois variables, taux de chômage, taux de croissance démographique et taux de croissance des salaires réels en Algérie en utilisant les données de la période 1970-2010.

Mots clés : *Chômage, Croissance Démographique, Salaires Réels, Cointégration.*

Abstract

The economic theory considers an interaction between, unemployment, population growth and real wage growth. The population growth supply the labor market by increasing the workforce, but also, as suggested by the anti-populationists, through its negative impact on economic growth and therefore, the level of employment. In both cases, there will be an increase in the unemployment rate. On the other hand, unemployment may affect the population growth as it affects the living conditions of individuals and families. The level of real wages depends on the level of employment and therefore, with fixed participation rates, the level of unemployment, but it also depends on the inflation which the theory provides a negative relationship with unemployment. The level of unemployment depends positively on the real wage rate as outlined in the theory of labor demand. The present article seeks to estimate an error correction model that can provide us with the interactions of short and long term among the three variables, unemployment rate, population growth rate and growth rate of real wages in Algeria using data for the period 1970-2010.

Key words: *Unemployment, Population Growth, Real Wages, Cointegration*

Introduction

Personne ne nie l'impact de la croissance démographique sur le chômage en ce qu'elle augmente le taux d'activité suite à l'entrée de nouveau-nés sur le marché du travail. Cependant, cet impact n'apparaît qu'après plusieurs années permettant ces nouveau-nés d'arriver à l'âge légal du travail. D'autres part, l'impact instantané ou du court terme de la croissance de la population sur le chômage ne peut se connaître que par le biais de son impact direct sur la croissance économique.

Dans ce cadre, il se peut qu'il aie une influence positive de la croissance démographique sur la croissance de la population grâce à l'appui de la demande selon la théorie keynésienne, ce qui réduit le phénomène du chômage, mais aussi, comme le soulignent les pessimistes de la croissance de la population, par un impact négatif sur la croissance démographique en ce qu'elle exige des investissements démographiques non productifs entravant ainsi la croissance économique, ce qui fait augmenter le chômage.

L'autre côté de cette relation réside dans le fait que le chômage peut créer un impact négatif sur la croissance de la population parce que ce phénomène en tant qu'un indicateur du niveau de vie de la personne chômeuse peut empêcher les individus de se marier pour fonder des foyers et avoir des enfants. Cette relation a été mise en lumière par Malthus (théorie de la population), Becker (théorie de la fertilité) et d'autres, insistant sur une relation positive liant la croissance démographique au niveau de vie.

D'autre part, l'augmentation du niveau d'emploi et donc, à taux d'activité fixe, la diminution du chômage, fait augmenter les salaires nominaux mais l'inflation peut avoir un effet inverse sur les salaires réels. Concernant le taux de salaire réel, la théorie de la demande du travail considère un impact négatif de ce dernier sur l'emploi, donc un impact positif sur le

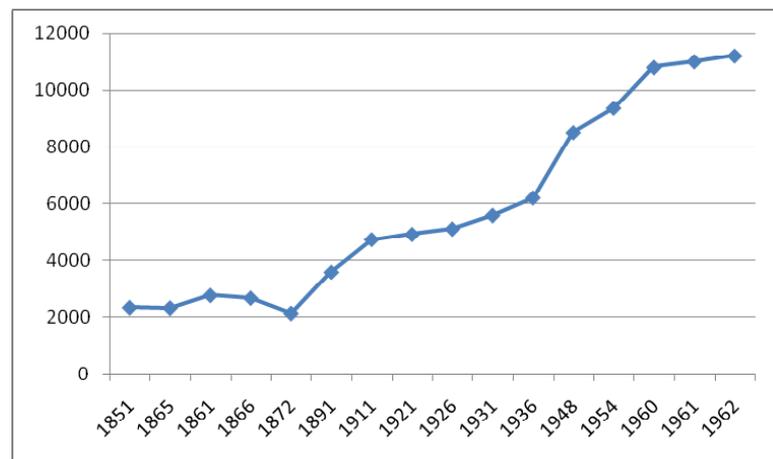
chômage. Mais si on parle du volume total des salaires réels, ce dernier dépend du volume de l'emploi (donc du chômage à taux d'activité fixe), mais aussi du niveau général des prix (inflation).

Dans cet article on utilise un des outils récents les plus importants qu'a engendré la sciences de l'économétrie à savoir la théorie de la cointégration pour analyser les relations entre les trois variables ; taux de chômage, taux de croissance des salaires réels et taux de croissance démographique. Le recours aux tests de cointégration s'avère nécessaire pour détecter une relation de long terme entre ces trois variables. L'estimation éventuelle d'un modèle de vecteur à correction d'erreurs (VECM), nous permettra de connaître l'existence éventuelle d'une ou des relations, leurs natures et l'ampleur de l'impact de chaque variable sur l'autre, en intégrant une relation de long terme dans leurs relation du court terme.

1. Evolution de la population en Algérie

1.1 La population avant l'indépendance

Le graphique ci-dessous nous trace l'évolution de la population algérienne jusqu'à l'indépendance :



Evolution de la population algérienne entre 1851 et 1962 (10³)

On constate de ce graphique une décroissance du nombre de la population en Algérie entre 1861 et 1872 à cause des maladies et de la famine. Après 1872, le nombre des habitants a augmenté continuellement jusqu'à la fin de cette période mais à des rythmes très différents avec des périodes de croissance faible (1911-

1936 et 1960-1962) et des périodes de croissance plus importante (1872-1911 et 1936-1960).

1.2 La population après l'indépendance

Le nombre d'habitants en Algérie a augmenté entre 1954 et 1962 avec un taux de croissance moyen de 2,5%. Mais à partir des années 70, ce taux a augmenté pour atteindre 4% en 1976. En dépit de sa diminution dans les années postérieures, il est resté à un niveau élevé de 3%, un niveau que les analystes considèrent comme un défi économique et social majeur pour l'Etat algérien⁽¹⁾. Malgré cela, l'Algérie a attendu jusqu'à l'année 1983 pour élaborer un premier programme de population pour maîtriser la croissance démographique, année dont le taux de croissance de la population a commencé à diminuer continuellement jusqu'à l'année 2000 pour se stabiliser autour de 1,5%. En 2003 et après 20 ans du lancement de ce programme, le taux de croissance de la population a atteint 1,6%, mais il revient à l'augmentation de nouveau pour arriver à 1,96% en 2009, l'année où le nombre de la population algérienne a atteint 35,2 millions d'habitants d'après les statistiques de l'Office National des Statistiques (ONS) dont près de 60% d'eux ont moins de 30 ans. En 2010 le nombre de la population algérienne a atteint plus de 36 millions d'habitants d'après les statistiques officielles pour enregistrer un taux de croissance de 2,03%. Passant de 10 millions d'habitants en 1963 à 36 millions en 2010, le taux de croissance moyen de la population algérienne entre les deux années était alors de 5,1%. Les statistiques de l'ONS affirment que sous l'hypothèse du maintien de la croissance de la population au niveau enregistré entre les années 2007 et 2008, le nombre des habitants en Algérie peut atteindre les environs de 44,8 millions d'habitants en 2025. Et d'après les prévisions faites par l'Institut National des Etudes Démographiques (INED), le nombre d'habitants en Algérie arrivera en 2050 à environ 51 millions d'habitants⁽²⁾.

2. Politique économique et démographique et relation chômage-population- salaires réels

2.1 Situation jusqu'à 2000 : planification, crises et ajustement structurel

Après l'indépendance, l'Algérie a adopté une approche socialiste de développement basée sur l'économie planifiée centralisée, dont la stratégie de développement en place est basée sur l'investissement dans l'industrie lourde, un secteur capable d'absorber une grande partie de la main d'œuvre. Sur le terrain, cette politique avait des résultats positifs avec un taux de croissance atteignant une moyenne de 7% dans les années soixante-dix (7,5% en 1974 contre 3,8% en 1973) et notamment avec un niveau maximum de 9,2% en 1978. Ces résultats positifs ont été possibles grâce au choc pétrolier positif de 1973 (hausse des prix du pétrole), ce qui a permis à l'Etat algérien de se disposer de ressources financières substantielles pour l'économie nationale. Par conséquent le taux de chômage a été réduit en passant de 33% en 1966 à 18,6% en 1973 et à 11,1% en 1979. Cependant, ce taux a commencé à augmenter à nouveau à partir du début des années quatre-vingt en raison du faible volume des investissements, et aussi à cause de l'augmentation continue des taux d'activité à partir de 1977 suite à la propagation de l'éducation et l'amélioration de la situation économique, ce qui a encouragé les individus à entrer sur le marché du travail.

Cependant, le cycle de la reprise de la croissance économique en Algérie au cours des années soixante-dix et la première moitié des années quatre-vingt, s'est ralenti à partir de 1985, et s'est même transformée en récession suite à la baisse des prix pétroliers en 1986 jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix. Le taux de croissance moyen a été estimé pour la période 1987 - 1994, à moins de 0,2% à cause notamment de la diminution des recettes pétroliers de l'Etat de 40% suite à la tombée des prix du pétrole qui représente 98% des exportations de l'Algérie. Ces résultats ont montré l'échec du système d'économie centralisée

planifiée caractérisée par une mauvaise gestion et une forte centralisation de la prise de décision. Face à cette situation, l'Algérie s'est trouvée dans l'obligation d'envisager les réformes nécessaires visant à réorganiser les mécanismes de gestion et trouver une nouvelle politique économique. Et c'est dans ce sens que sont venues les lois de 1988 visant à une transition de l'économie planifiée vers une économie libérale reposant sur les lois et les exigences de l'économie de marché. Cette transition adoptée dans le cadre de la politique d'ajustement structurel était soutenue par le FMI, ce dernier a exigé en contrepartie à l'Algérie, l'application d'un ensemble de mesures visant à ré-équilibrer les grandes institutions financières et d'intégrer l'économie du pays dans le marché mondial. Les mesures exigées étaient en particulier la réduction des dépenses publiques, la suppression des subventions des entreprises et leur privatisation, la réduction des charges de l'entreprise en optant aux licenciements en masse des travailleurs. En conséquence, et quoiqu'on a enregistré à partir de 1995 une légère amélioration de la situation économique avec un taux de 3,8% en 1995, 4,4% en 1996 et un niveau maximum enregistré en 1998 avec un taux de 5,1%, cette croissance enregistrée après le début des réformes a été au détriment de grands coûts sociaux montrant la séparation de la fonction sociale et économique de l'Etat représenté essentiellement par la hausse continue du chômage et la pauvreté. Par les chiffres, le taux de chômage a été en augmentation continue à partir du début de l'année 1984 et cette situation s'est aggravée encore suite à la crise, ce qui a conduit à une hausse du taux de chômage de 11,4% en 1986 à 24,4% en 1994 puis à 29,5% en 2000 avec la diffusion du travail temporaire et non structuré.

En parallèle, le taux de croissance de la population connaissait une baisse continue depuis 1983, passant de 3,2% à environ 2,2% en 1994 et à 1,5% en 2000 suite à l'accroissement de l'âge de mariage, la baisse de l'indice global de fécondité et du taux brut de natalité. On note aussi l'augmentation des taux d'activité de

40% dans le milieu des années quatre-vingt à 45% en 1989 et à 47% en 2000. Ce résultat signifie que le taux de chômage élevé est principalement dû à la politique économique adoptée dans le cadre de l'ajustement structurel et ce qu'a engendré comme coûts sociaux énormes, ainsi qu'aux taux d'activité élevés. On peut conclure d'autre part, que le déclin de la croissance de la population pourrait être dû à des taux élevés de chômage et de mauvaises conditions de vie résultant de la crise et des conséquences sociales de la politique d'ajustement structurel, mais aussi à la baisse des taux brut de natalité et à la politique de planification familiale adoptée à partir de 1983 visant à contrôler les naissances et la croissance démographique.

Concernant les salaires réels, ces derniers ont connu une augmentation de 27.565,0.10⁶ DA en 1970 à 101.864,5. 10⁶ DA en 1983 soit un taux d'accroissement moyen de 20,7% entre les deux années. Les taux de croissance annuels des salaires réels étant positifs, ce qui signifie une augmentation continue des salaires réels entre 1970 et 1983 en dépit des taux d'inflation qui étaient en augmentation permanente pour atteindre 17,5% en 1978. L'augmentation des taux d'inflation est due à l'accroissement des dépenses publiques assurées par l'Etat reflétant sa volonté de la prise en charge de l'économie dans le cadre de la stratégie de développement centralisée et de faire face aux conséquences fardeuses de la période du colonialisme, notamment en ce qui concerne le chômage. Le plus haut taux annuel de croissance des salaires réels était celui enregistré dans l'année 1974 à l'ordre de 36,5% par rapport à l'année 1973. On note aussi qu'à partir de 1984, les salaires réels ont commencé à baisser jusqu'à 1996 avec des périodes d'accroissement très courtes (1987-1989), (1990-1991), (1992-1993), (1994-1995). Le chômage qui fait diminuer les salaires nominaux, ainsi que les taux d'inflation record (31,7% en 1992) enregistrés suite à la dévaluation de la monnaie nationale et la levée des subventions des prix, sont les causes majeures de la diminution des salaires réels. Les taux élevés de la croissance de la population marchaient

par conséquence en parallèle avec l'augmentation continue de salaires réels avant la crise. Et la baisse de ces taux allait de paire avec la baisse des salaires réels enregistrée après la crise et au cours de toute la période de l'application du plan d'ajustement structurel, voir même jusqu'à l'année 2000.

2.2 Situation à partir de 2001 : relance économique et amélioration des résultats

Dès le début des années 2000, l'Algérie connaissait une période de forte croissance avec un taux moyen de 4,4% entre 2000 et 2005 grâce à la hausse sans précédent du prix du pétrole, qui a atteint le niveau de 147 dollars le baril. Mais, la croissance s'est nettement ralentie de nouveau au quatrième trimestre de 2008 pour baisser à 2,4% en 2008 et à 2,1% en 2009 après la forte chute des prix du pétrole, et en raison aussi de la crise mondiale de 2008 et ses implications. En 2010 on a enregistré un rebond de croissance grâce aux efforts de développement consentis par l'Algérie dans le cadre du programme gouvernemental de relance et de soutien de la croissance grâce à des investissements publics énormes. Par conséquent, le taux de croissance a atteint un niveau de 3,3% selon le rapport de la Banque d'Algérie, et le taux de chômage a commencé à baisser progressivement à partir de 2001, grâce à la croissance soutenue qui a permis la création de nouveaux emplois, conduisant ainsi à une baisse du taux de chômage à 17,7% en 2004, 11,3% en 2008, 11% en 2009 et 10% en 2010.

Notons que les causes majeures de la baisse du taux de chômage en Algérie sont :

- L'activation du programme de soutien à la relance économique (PSRE) 2001-2004, qui a permis l'achèvement de nombreux projets et le financement d'importants projets permettant la création d'emplois
- L'activation du programme complémentaire de soutien de la croissance (PCSC) 2005-2009, avec les programmes spéciaux consacrés aux hauts plateaux et au sud, ce qui a permis aussi à la création d'emplois.
- L'amélioration du niveau de l'investissement privé

et étranger

- La relance du programme de soutien et d'accélération de la croissance économique pour les années 2010-2014, qui lui a été consacré une enveloppe financière importante pour la réalisation des investissements et le soutien du développement.

- Le développement du secteur privé par la création de petites et moyennes entreprises dont le nombre a augmenté de 179 893 entreprises en 2001 à 392 013 en 2008. A rappeler qu'au cours de la seule année 2009 il a été créé 139 633 petites et moyennes entreprises selon l'ONS.

D'autres mesures de pré-emploi et de création d'activités dans le cadre de la promotion de l'emploi des jeunes ont permis le financement la création de 2.698.528 emplois dans la période 1999-2007 grâce aux secteurs créatifs d'emplois tels que le secteur de bâtiments et travaux publics (10%), secteur des services (7%) et le secteur agricole (5%). Cependant, la nature temporaire des emplois créés rend ces résultats positifs provisoires, ce qui permet de dire que la baisse du taux de chômage a été en parallèle avec le déclin du travail structuré en faveur du travail temporaire ou informel. Notons dans ce cadre que le nombre de travailleurs temporaires est estimé à plus de deux millions de travailleurs en 2007, tandis que le nombre estimé de travailleurs dans le secteur de l'informel a été estimé à 1,5 millions de travailleurs selon les déclarations faites par la centrale syndicale.

Concernant la population, la phase d'après 2000 est caractérisée par une augmentation continue du taux de croissance démographique et une diminution du taux de chômage avec des taux de croissance économiques élevés mais fluctuants à cause de la dépendance de la croissance vis-a-vis des prix du pétrole. La phase est caractérisée aussi par un recul des taux d'activité de 47% en 2000 à environ 41,5% en 2010. Il est à noter ici que la diminution du chômage est principalement due à la forte reprise économique qu'a connue cette période en dépit de la croissance rapide de la population en cette période, mais aussi à la diminution

des taux d'activité résultant du déclin de la croissance de la population de la période précédente.

En ce qui concerne les salaires réels, ces derniers ont commencé à augmenter à partir de 1997 à des taux annuels différents passant de 1,8% en 1997, à plus de 10% en 2004, 11,6% en 2007, puis un déclin dans les années qui suivent avec 7% en 2008 et 4,7% en 2009 pour se finir en accélération en 2010 avec un taux record de 16,9%. Ainsi les salaires réels sont passés de 79.007,0.10⁶ DA en 1997 à 183.853,4.10⁶ DA en 2010, soit un taux d'accroissement annuel moyen de 10,2% entre les deux années. Ces résultats positifs concernant les salaires réels en Algérie après l'année 1997 ont été les résultats de la maîtrise de l'inflation qui est tombée de l'ordre de 29,8% en 1995 à 5,7% en 1997 et 0,34% en 2000, mais aussi de l'augmentation de l'emploi au cours de la période de relance ce qui a fait augmenter les salaires nominaux en dépit du retour de l'inflation à un niveau plus élevé de l'ordre de 4,2% en 2001, 4,4% en 2008 et 5,9% en 2009 mais une légère baisse en 2010 avec un taux de 3,4%. L'évolution des salaires réels suivait alors l'évolution de l'emploi qui dépend de la situation de l'économie en général, mais aussi de l'évolution des taux de l'inflation tributaire des politiques monétaires adoptées par l'Etat. D'autre part, l'accélération de la croissance démographique avec la baisse du chômage et l'augmentation des salaires réels allait de paire, ce qui nous permet de conclure l'existence d'un impact positif que jouaient les salaires réels sur le taux de croissance de la population.

3. Données de l'étude et outils utilisés

3.1 Les données

Les données de l'étude sont

- Le taux de croissance démographique (GPT) au cours de la période 1970-2010 et est calculé sur la base de données sur la population (P) pour cette période (source : Office Nationale des Statistiques)
- Le taux de croissance des salaires réels (GSRT) au cours de la période 1970-2010. Les salaires réels

(SRT) sont calculés en divisant les salaires nominaux sur l'indice de prix à la consommation (source : Office National des Statistique)

- Le taux de chômage (UT) de la période 1970-2010 (source : Office Nationale des Statistiques)

3.2 Les outils statistiques utilisés

3.2.1 Test de stationnarité : le test de racine unitaire

Nous nous sommes basés pour effectuer le test de stationnarité sur le test simple de Dicky-Fuller (DF test) et le test Dicky-Fuller généralisé (Augmented DF test : ADF test).

L'utilisation du test de Dickey - Fuller simple repose sur trois types de modèles qui sont :

$$M(1): \quad \Delta x_t = (\phi - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$M(2): \quad \Delta x_t = \theta_0 + (\phi - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t = \theta_0 + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$M(3): \quad \Delta x_t = \theta_0 + \theta_1 t + (\phi - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t = \theta_0 + \theta_1 t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

L'hypothèse nulle relative au paramètre θ_0 et celle relative au paramètre θ_1 sont $H_0 : \theta_0 \neq 0$ et $H_0 : \theta_1 \neq 0$ respectivement, et l'hypothèse nulle concernant le paramètre ρ relative à la variable retardée x_{t-1} de la variable expliquée Δx_t et sur laquelle se base le test de stationnarité, est $H_0 : \rho = 0$.

L'utilisation du test de Dickey - Fuller généralisée repose quant à lui sur les trois modèles suivants :

$$M(4): \quad \Delta x_t = \rho x_{t-1} + \sum_{j=2}^p \psi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$M(5): \quad \Delta x_t = \theta_0 + \rho x_{t-1} + \sum_{j=2}^p \psi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$M(6): \quad \Delta x_t = \theta_0 + \theta_1 t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=2}^p \psi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

Où p représente le nombre de retards et peut être déterminé en utilisant les critères Akaike (AIC) et Schwartz (SC). Si le degré de retard p est égal à 0, nous utilisons le test de Dickey - Fuller (DF-test) simple et si p est supérieur à 0 nous utilisons le test Dickey - Fuller généralisé (ADF-test). Le recours à ces tests est facilité par l'utilisation du logiciel *Eviews*.

3.2.2 La cointégration

A- Définition de la cointégration

Le concept de cointégration est assez récent, il a été introduit dès 1974 par Engle et Newbold dans le cadre de l'étude des régressions fallacieuses (spurious regressions), puis formalisée par Engle et Granger en 1987 (Prix Nobel 2003), et enfin par Johansen en 1991 et 1995. C'est un concept fondamental à la compréhension des relations d'équilibre de long terme entre les variables économiques temporelles. Ainsi, l'étude de la cointégration permet de tester l'existence d'une relation stable de long terme entre des variables non stationnaires, en incluant des variables retardées et des variables exogènes.

Rappelons que toute série stationnaire sera dite intégrée d'ordre 0. Du point de vue économétrique, une série x_t non stationnaire est dite intégrée d'ordre d ($x_t \rightarrow I(d)$) s'il convient de la différencier d fois avant de la stationnariser. Si une variable est non stationnaire et qu'on peut la rendre stationnaire par la première différence, elle sera dite alors intégrée d'ordre 1 ($I(1)$). D'autre part Engle et Granger (1987) ont expliqué que si on dispose de deux variables x_t et y_t non stationnaires, intégrées d'ordre 1, il est possible qu'une combinaison linéaire de ces deux variables soit stationnaire, c'est-à-dire intégrée d'ordre

0 ($y_t - a.x_t - b \rightarrow I(0)$). Les deux variables seront alors cointégrées ($x_t, y_t \rightarrow CI(1,1)$).

Du point de vue économique, deux variables sont cointégrées si elles entretiennent une relation d'équilibre à long terme et suivent alors un sentier d'équilibre de long terme malgré qu'elles peuvent diverger provisoirement de l'équilibre à court terme. Dans ce cas on peut estimer une relation de cointégration liant les variables étudiées sous la forme $y_t = a.x_t + b$.

Plusieurs exemples de variables dont la théorie économique suppose l'existence d'une liaison entre elles, peuvent faire sujets de cointégration, c'est-à-dire avoir entre elles une relation d'équilibre

de long terme. Cela veut dire que si ces variables s'éloignent de l'équilibre provisoirement, il est fort probable qu'ils reviennent à l'équilibre grâce à des forces économiques. On peut citer dans ce cadre les variables du revenu disponible et de la consommation, les variables des salaires et des prix, les variables des dépenses publiques et des impôts. L'existence d'une relation de long terme entre ces variables suggère qu'elles soient intégrées, c'est-à-dire non stationnaire en niveau mais rendues stationnaires avec le même nombre de différences.

L'existence d'une relation de cointégration entre deux variables nous crée un problème dans l'estimation de la relation liant une variable à l'autre. Ce problème apparaît lorsqu'on trouve un coefficient de détermination très élevé avec des coefficients significatifs après l'estimation de la régression d'une variable sur une autre, alors que dans la réalité ces deux variables n'ont aucune relation entre elles (c'est ce qu'on appelle régression fallacieuse). Lorsque les deux variables sont cointégrées ce problème de régression fallacieuse n'existe pas. Le but du modèle de correction d'erreurs est d'éliminer cette relation de cointégration et de rechercher la liaison réelle entre ces deux variables. Le modèle de correction d'erreurs permet ainsi d'intégrer les fluctuations du court terme entre les variables dans la relation cointégrante, c'est à dire la relation du long terme entre les deux variables. Par conséquent, l'analyse de la co-intégration permet d'identifier clairement la relation véritable entre deux variables, en recherchant l'existence d'un vecteur de co-intégration et en éliminant son effet le cas échéant.

B-Tests de cointégration

Engle et Granger (1987) ont proposé des tests de cointégration liés aux tests de racine unitaire. L'idée de base de ces tests appliqués dans le cas de deux variables est extrêmement simple. Si les variables sont véritablement cointégrées, la variable des résidus d'équilibre issus de la régression (les erreurs de long terme) doit être stationnaire ($I(0)$). Ainsi il est

possible de tester l'hypothèse nulle de non existence d'une relation de cointégration contre l'hypothèse alternative de cointégration en exécutant un test de racine unitaire sur la variable des résidus d'équilibre.

Le moyen le plus simple d'estimer une relation cointégrante consiste à d'estimer la relation :

$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$ liant la variable y_t à la variable x_t (interprétée comme une relation de long terme entre ces deux variables), en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). L'estimation nous fournira une série des résidus e_t estimés. Si les variables sont en réalité non cointégrées, la régression est falsifiée, et la série des résidus serait non stationnaire (elle possède une racine unitaire). Dans le cas où la série des résidus est stationnaire ($e_t = y_t - \hat{a} \cdot x_t - \hat{b} \rightarrow I(0)$),

on peut estimer un vecteur de correction d'erreurs. Le test de stationnarité des résidus se fait à l'aide des tests de DF ou ADF. Cependant, et du fait que les erreurs d'équilibre dépendent d'un ou de plusieurs paramètres estimés, qui sont les paramètres d'une régression falsifiée sous l'hypothèse nulle, les distributions asymptotiques des statistiques de test de cointégration sur les résidus ne sont pas les mêmes que celles des statistiques de test de racine unitaire ordinaires et les valeurs critiques seront différentes de celles du test DF ou ADF. Quelques valeurs critiques relativement peu précises sont publiées par Engle et Granger (1987), Engle et Yoo (1987), et Phillips et Ouliaris (1990). MacKinnon (1991) a aussi simulé des tables de ces valeurs critiques qui dépendent du nombre d'observations et du nombre de variables explicatives dans la relation.

Toutefois, le test d'Engle et Granger (1987) nous ne donnera qu'une seule relation de cointégration, ce qui fait que ce test ne peut pas être utilisé dans le cas où on a plus de deux variables, parcequ'on peut avoir dans ce cas plusieurs relations de cointégrations. Le test alternatif utilisé sera celui de Johansen (1988). Basé sur la méthode de maximum de vraisemblance, le test proposé par Johansen en 1988 vise à déterminer

les vecteurs co-intégrés qui traduisent le mieux les relations les relations co-intégrantes. Il fait appel à la représentation vectorielle à correction d'erreurs (VECM). L'avantage de cette méthode est qu'elle offre plus qu'un vecteur co-intégrant contrairement à l'approche précédente qui ne conduit qu'à un seul vecteur. L'approche de Johansen consiste en un test de cointégration basée sur cinq spécifications auxquelles font référence des valeurs tabulées par Johansen. Ces spécifications sont caractérisées respectivement par ; l'absence de la constante dans la relation de long terme (relation de la cointégration) et dans la relation du court terme (dans les série de données représentées par un processus VAR), l'existence de la constante dans la relation de long terme mais pas dans la relation du court terme, l'existence de la constante dans la relation de long terme et dans la relation du court terme, l'existence de la constante et de la tendance dans la relation de long terme mais seulement la constante dans la relation du court terme, l'existence de la constante et de la tendance dans la relation de long terme et dans la relation du court terme.

On rappelle que dans le cas général, un processus VAR(p) à k variables $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}$ s'écrit sous la forme matricielle comme suit :

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I)\Delta Y_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-2} + \dots + (A_{p-1} + \dots + A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-1} + \varepsilon$$

Ou d'une façon plus simple :

$$\Delta Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-1} + \varepsilon$$

Tels que : $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$, A_0 : vecteur de dimension $(k \times 1)$, A_i : matrice de dimension $(k \times k)$ et $\pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$

π peut s'écrire $\pi = \alpha \cdot \beta'$ tel que le vecteur α est la force de rappel vers l'équilibre (matrice (k, r) contenant les vitesses d'ajustement pour chacune des relations de cointégration tel que r un entier inférieur à k) et β est la matrice (r, k) contenant les coefficients des relations de long terme des variables.

Si le rang de la matrice π ($\text{Rg}(\pi)$) est égal à r alors il ya r relations de cointégrations. On peut alors estimer un modèle VECM⁽³⁾.

Le déroulement du test de cointégration de Johansen se fait en pratique en deux étapes.

La première étape consiste à faire les deux régressions suivantes :

$$\Delta Y_t = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 Y_{t-1} + \hat{A}_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \hat{A}_p \Delta Y_{t-p} + u_t$$

$$Y_t = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 Y_{t-1} + \hat{A}_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \hat{A}_p \Delta Y_{t-p} + v_t$$

On calcule ensuite les quatre matrices variances-covariances des résidus u_t et v_t .

Dans la deuxième étape on doit calculer la matrice M représentant le produit de ces quatre matrices, de laquelle on extrait les valeurs propres. Une statistique $\lambda_{\text{tracée}}$ est calculée sur la base du nombre d'observations, du nombre de variables, des valeurs propres de cette matrice et de son rang.

Le logiciel eviews avec lequel on a effectué cette étude nous fournit les résultats du test de cointégration de Johansen (1988) se basant sur la méthode du maximum de vraisemblance. Le test nous fournit la statistique $\lambda_{\text{tracée}}$ calculée qui doit être comparée aux valeurs critiques associées lues dans la table. Il nous fait ressortir par conséquent le nombre de relations de cointégration à des seuils de signification de 1% et 5%. L'existence d'au moins une relation cointégrante nous permettra d'estimer le VECM par la spécification correspondante, pour les trois variables de cette étude.

La procédure d'estimation d'un modèle VECM proposé par Johansen peut être résumée comme suit :

- 1-Déterminer le nombre de retards
- 2-Estimer la matrice π et effectuer le test de Johansen pour déterminer le nombre de relations de cointégration
- 3-Identifier les relations de cointégration
- 4-Estimer par la méthode du maximum de vraisemblance le modèle VECM
- 5-Examiner la validité du modèle en utilisant les tests usuels (signification des coefficients et vérification que les résidus sont des bruits blancs).

C- Modèle à correction d'erreurs

Tout système cointégré implique l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur qui empêche les variables de trop s'écarter de leur équilibre à long terme. Dans notre cas, si les trois variables étudiées, à savoir : le taux du chômage, le taux de croissance de la population et le taux de croissance des salaires réels sont co-intégrées, on déduit

qu'il existe un mécanisme à correction d'erreurs. Engel et Granger (1987) ont montré que toutes séries cointégrées peuvent être représentées par un modèle à correction d'erreur (ECM) qui comporte deux composantes : tendance commune à long terme et une correction à court terme. Les modèles dits à correction d'erreur ont été introduits au début des années 80, par Hendry en particulier. Ces modèles dynamiques permettent d'intégrer les évolutions à long terme et à court terme des variables. Le MCE intègre en même temps les dynamiques du court terme (représentées par les variables en différences premières) et celles de long terme (représentées par les variables en niveau).

Plus clairement, et dans le cas d'un vecteur unique de cointégration (le cas de deux variables et donc une seule variable explicative), la relation du modèle de correction d'erreurs (ECM) peut être représentée par la relation $\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 e_{t-1} + \eta_t$ qui représente la relation du modèle dynamique (court terme) et dont l'estimation est faite par l'application de la méthode MCO. Pour que le modèle soit valide il faut que le coefficient β_2

soit significativement négatif (β_2 est appelé coefficient de la force de rappel vers l'équilibre).

On peut toutefois être face au cas de deux variables x_t et y_t dont il existe une relation croisée entre leurs variations. Avec la spécification du long terme estimée lors de l'effectuation du test de cointégration ($y_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x_t + e_t$), l'estimation de la dynamique du court terme (VECM) en introduisant les variables en différences avec p retards, s'écrit :

$$\Delta y_t = \alpha (y_{t-1} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \alpha_0$$

$$\Delta x_t = \beta (x_{t-1} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \alpha'_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta'_i \Delta x_{t-i} + \beta_0$$

Le nombre de retards se fixe à l'aide de l'utilisation des variables en niveau et l'estimation des modèles VAR pour les différents nombres de retards possibles. On prendra le nombre de retards qui donnera les valeurs minimales selon les critères d'Akaike (AIC) et Schwartz (SC). Si le nombre de retard est p, on doit alors estimer un modèle de vecteurs de correction d'erreurs à p-1 retards c'est-à-dire il faut estimer un VECM(p-1).

L'introduction de la relation du long terme (relation de cointégration) $y_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x_t + e_t$ dans le modèle, permet la prise en considération des fluctuations du court terme. Les coefficients α et

β représentent la vitesse d'ajustement dans la première et la deuxième relation respectivement.

$$\Delta Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \alpha \cdot e_{t-1} + \varepsilon$$

La validité du modèle de correction d'erreurs suggère que :

avec $e_t = \beta' \cdot Y_t$

- Le coefficient α soit significativement négatif et β que soit significativement positif, parcequ'ils permettent le retour de la relation à l'équilibre du long terme.

4. Les résultats empiriques

- Que les résidus dans chaque relation soit non corrélées. Il suffit pour cela voir si elles suivent un processus bruit blanc

4.1 Test de racine unitaire

En général et avec plusieurs variables (plus de deux), et si le test de Johansen nous fait monter une relation de cointégration (ou plus) par l'utilisation de la statistique $\lambda_{\text{tracée}}$, alors on peut estimer un VECM qui peut s'écrire :

4.1.1 Stationnarité de la variable GPT

Avec un degré de retard $p = 2$ (trouvé par les critères AIC et SC), l'étude de la stationnarité de la série GPT en utilisant le test ADF par les modèles M(6), M(5) et M(4) nous a renseigné sur la non stationnarité de la série ce qui nous a poussé à tester la stationnarité de sa différence première DGPT. Avec un retard de 1, le test ADF sur la série DGPT nous a indiqué que cette dernière est stationnaire. Le résultat du test par le modèle M(4) nous indique ce résultat :

ADF Test Statistic	-4.380942	1% Critical Value*	-2.6155
		5% Critical Value	-1.9483
		10% Critical Value	-1.6197

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DGPT)

Method: Least Squares

Date: 12/16/11 Time: 14:22

Sample(adjusted): 1967 2010

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DGPT(-1)	-0.630031	0.143812	-4.380942	0.0001
D(DGPT(-1))	0.162503	0.099423	1.634461	0.1096
R-squared	0.313600	Mean dependent var		0.001591
Adjusted R-squared	0.297257	S.D. dependent var		0.196504
S.E. of regression	0.164729	Akaike info criterion		-0.724646
Sum squared resid	1.139691	Schwarz criterion		-0.643546
Log likelihood	17.94221	Durbin-Watson stat		1.797277

4.1.2 Stationnarité de la variable UT

Avec un degré de retard $p = 0$, l'étude de la stationnarité de la série UT en utilisant le test DF simple par les modèles M(3), M(2) et M(1) nous a renseigné sur la non stationnarité de la série, ce qui nous a poussé à

tester la stationnarité de sa différence première DUT. Avec un retard de 0, le test DF simple sur la série DUT nous a indiqué que cette dernière est stationnaire. Le résultat du test par le modèle M(1) nous indique ce résultat :

Dependent Variable: DDUT

Method: Least Squares

Date: 08/12/11 Time: 17:17

Sample(adjusted): 1972 2010

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DUT(-1)	-0.860232	0.158814	-5.416597	0.0000
R-squared	0.435599	Mean dependent var		0.053846
Adjusted R-squared	0.435599	S.D. dependent var		4.178948
S.E. of regression	3.139502	Akaike info criterion		5.151312
Sum squared resid	374.5459	Schwarz criterion		5.193967
Log likelihood	-99.45058	Durbin-Watson stat		2.047326

4.1.3 Stationnarité de la variable GSRT

Avec un degré de retard $p = 4$, l'étude de la stationnarité de la série GSRT en utilisant le test ADF par les modèles M(6), M(5) et M(4) nous a renseigné sur la non stationnarité de la série

ce qui nous a poussé à tester la stationnarité de sa différence première DGSRT. Avec un retard de 3, le test ADF sur la série DGSRT nous a indiqué que cette dernière est stationnaire. Le résultat du test par le modèle M(4) nous indique ce résultat :

ADF Test Statistic	-5.075420	1% Critical Value*	-2.6280
		5% Critical Value	-1.9504
		10% Critical Value	-1.6206

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DGSRT)

Method: Least Squares

Date: 08/12/11 Time: 17:27

Sample(adjusted): 1975 2010

Included observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DGSRT(-1)	-2.432915	0.479352	-5.075420	0.0000
D(DGSRT(-1))	0.728965	0.407530	1.788738	0.0831
D(DGSRT(-2))	0.383539	0.291260	1.316829	0.1972
D(DGSRT(-3))	0.170937	0.144074	1.186452	0.2442
R-squared	0.854194	Mean dependent var		-0.547778
Adjusted R-squared	0.840525	S.D. dependent var		16.62751
S.E. of regression	6.640089	Akaike info criterion		6.728567
Sum squared resid	1410.905	Schwarz criterion		6.904513
Log likelihood	-117.1142	Durbin-Watson stat		1.806119

4.2 Test de cointégration de Johansen entre les variables DUT, DGPT et DGSRT

Les trois variables de l'étude DPT, UT et GSRT sont non stationnaires en niveau mais elles le sont avec leurs premières différences. Elles sont alors intégrées d'ordre 1 (I(1)). Cela nous a permis de conclure l'existence probable d'une cointégration entre ces

trois variables. Le test de cointégration utilisé est le test de Johansen. Cela nécessite la recherche du nombre de retard. L'estimation des modèles VAR à différents nombres de retard avec les variables non stationnaires GPT, UT et GSRT nous a donné un nombre de retard égal à 2. Avec 2 retards le test de Johansen nous a donné les résultats suivants avec les trois premières spécifications :

Trend assumption: No deterministic trend

Series: UT GSRT GPT

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Hypothesized	Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value
None **	0.512581	31.79142	24.31
At most 1	0.073971	3.764793	12.53
At most 2	0.019491	0.767664	3.84

** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Trend assumption: No deterministic trend

Series: UT GSRT GPT

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Hypothesized	Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value
None **	0.552786	41.86416	34.91
At most 1	0.182537	10.48012	19.96
At most 2	0.064965	2.619673	9.24

** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: UT GSRT GPT
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.552746	41.53218	29.68	35.65
At most 1	0.175935	10.15165	15.41	20.04
At most 2	0.064611	2.604929	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Dans les trois cas, le test de cointégration nous indique l'existence d'une relation de cointégration à 1% et 5%

4.3 Estimation du modèle à correction d'erreurs VECM(1)

L'estimation du modèle à correction d'erreurs est fournie dans le tableau ci-dessous en considérant

seulement la première spécification parce que les autres spécifications ne remplissent pas les conditions de la validité du modèle de corrections d'erreurs (le coefficient de la relation de long terme pour la variable DUT n'est pas négatif quoi qu'il est significatif).

L'estimation du modèle est donnée dans le tableau suivant :

Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
GPT(-1)	1.000000
GSRT(-1)	-0.353457 (0.04824) [-7.32688]
UT(-1)	-0.038227 (0.01789) [-2.13660]

Error Correction:	D(GPT)	D(GSRT)	D(UT)
CointEq1	-0.047181 (0.01615) [-2.92199]	1.650360 (0.69119) [2.38770]	0.795517 (0.26284) [3.02659]
D(GPT(-1))	0.265238 (0.16729) [1.58549]	5.240701 (7.16120) [0.73182]	7.084185 (2.72322) [2.60140]
D(GSRT(-1))	-0.006412 (0.00440) [-1.45714]	-0.303812 (0.18838) [-1.61279]	0.171646 (0.07163) [2.39613]
D(UT(-1))	0.002831 (0.00937) [0.30211]	-0.688608 (0.40117) [-1.71649]	-0.013314 (0.15256) [-0.08727]
R-squared	0.372111	0.485714	0.239194
Adj. R-squared	0.318292	0.441632	0.173982

La relation de long terme à estimer est alors (sans la constante) :

$$gp_{t-1} = 0.35gsr_{t-1} + 0.04u_{t-1} + e_t$$

La qualité des résultats est acceptable au regard des signes attendus et du coefficient de détermination. Notons que les variables figurant à la première ligne correspondent aux variables dépendantes. Les

variables de chaque ligne représentent les variables indépendantes. Chaque variable indépendante renferme trois nombres. Le premier correspond au coefficient de la variable qui y est associée, le second qui est entre parenthèses, l'écart type, le troisième exprime le t de Student. Enfin, les nombres qui représentent un plus grand intérêt sont ceux du terme à correction d'erreurs 'CointEq1'. Soulignons que

leurs paramètres sont tous significatifs.

Le système des relations estimé s'écrit alors comme suit :

1^{ère} équation

$$dgp_t = -0.05(gp_{t-1} - 0.35gsr_{t-1} - 0.04u_{t-1}) + 0.26dgp_{t-1} - 0.006dgsr_{t-1} + 0.003du_{t-1}$$

(-2.92) (-7.33) (-2.14) (1.58) (-1.46) (0.30)

$$R^2 = 31.83\%$$

2^{ème} équation

$$dgsr_t = 1.65(gp_{t-1} - 0.35gsr_{t-1} - 0.04u_{t-1}) + 5.24dgp_{t-1} - 0.30dgsr_{t-1} - 0.69du_{t-1}$$

(2.39) (-7.33) (-2.14) (0.73) (-1.61) (-1.72)

$$R^2 = 44.16\%$$

3^{ème} équation

$$du_t = 0.79(gp_{t-1} - 0.35gsr_{t-1} - 0.04u_{t-1}) + 7.08dgp_{t-1} + 0.17dgsr_{t-1} - 0.01du_{t-1}$$

(3.03) (-7.33) (-2.14) (2.60) (2.40) (-0.09)

$$R^2 = 17.40\%$$

Puisque on a estimé six coefficients, le nombre de degré de liberté est égal à 33 (39-6), on doit alors comparer les t-student des équations estimées avec les t-tabulées qui est entre 2,0423 (pour un degré de liberté égal à 30) et 2,0211 (pour un degré de liberté égal à 40).

On constate que :

- Les coefficients de la relation du long terme sont significatifs,
- Le terme de correction d'erreurs est négatif pour les trois variables a bien le signe attendu.
- Les paramètres associés aux fluctuations de courte période dans les deuxième et troisième relations sont tous non significatifs.
- Les fonctions d'auto-corrélation et de corrélation partielle des résidus de la première et la deuxième relations ont montré que celles-ci sont non

corrélées (Les Q-Stat sont supérieures au seuil de signification 5%). Cependant, la fonction d'auto-corrélation et de corrélation partielle des résidus de la troisième relation a montré que celles-ci sont auto-corrélées (Les Q-Stat sont nulles et donc inférieures au seuil 5%).

La dernière relation (relation de la variable u_t) doit alors être rejetée pour ne garder que la première et la deuxième. Cela veut dire que notre modèle et quoiqu'il nous fournit des coefficients très significatifs concernant les variables retardées du taux de croissance de la population et de celui des salaires réels (variables explicatives) dans la troisième équation

expliquant le taux de chômage, il nous ne donne pas, toutefois, un résultat statistiquement acceptable, et que par conséquent on ne peut pas le prendre en considération pour évaluer l'impact du taux de croissance de la population et de celui des salaires réels sur le taux de chômage. En pratique la croissance de la population n'a d'impact sur le chômage qu'après plusieurs périodes et non dans la période qui suit directement le changement du rythme de la croissance de la population et ceci est conforme à la réalité. Quant aux salaires réels, il faut dire aussi que cette variable n'influe pas sur le taux de chômage et que par contre c'est le taux de chômage qui a un impact sur cette variable et ceci est aussi conforme à la théorie et à la réalité.

Les deux premières équations du modèle peuvent s'écrire :

$$dgp_t = -0.05gp_{t-1} + 0.0175gsr_{t-1} + 0.002u_{t-1} + 0.26dgp_{t-1} - 0.006dgsr_{t-1} + 0.003du_{t-1}$$

$$dgsr_t = -0.5775gsr_{t-1} + 1.65gp_{t-1} - 0.066u_{t-1} - 0.30dgsr_{t-1} + 5.24dgp_{t-1} - 0.69du_{t-1}$$

On constate qu'à long terme, il ya un impact positif du taux de chômage sur le taux de croissance de la population. On note que le signe obtenu ne correspond pas au signe attendu ; de plus une augmentation d'un point du taux de chômage (toutes choses égales par ailleurs) à la période t , entraîne une augmentation de l'écart entre taux de croissance de la population de la période t et celui de la période $t-1$ de 0,002. Quoi que cet impact soit faible, ceci est contraire à l'idée habituelle selon laquelle le chômage en tant qu'indicateur de la détérioration du niveau de vie défavorise la croissance démographique. En effet, puisque le taux de chômage u s'écrit $\frac{U}{E+U}$, par conséquent la diminution de u peut signifier la diminution du niveau de chômage accompagnée soit d'une stabilité du niveau de l'emploi ou d'un accroissement de ce dernier, comme elle peut signifier aussi la stabilité du niveau de chômage mais cette fois avec une augmentation du niveau de l'emploi. La relation positive entre taux de chômage et taux de croissance de la population signifie que la diminution du taux de chômage fait diminuer le taux de croissance de la population, alors d'après l'analyse précédente, la diminution du taux de chômage (à taux d'augmentation de salaires réels fixe) expliquée par une diminution ou une stabilité du niveau de chômage accompagnée d'une augmentation du niveau de l'emploi, peut bien expliquer le déclin de la croissance démographique. Ceci peut être dû à l'insertion d'une plus grande offre de travail et notamment la main d'œuvre féminine suite à l'augmentation du niveau de formation et d'étude de cette catégorie de la population, ce qui fait soit retarder l'âge au mariage soit diminuer les taux de fécondité, puisque les femmes par leur sortie sur le marché du travail, cherchent de nouveaux horizons dans leur vie et l'acquisition d'une carrière professionnelle loin de la responsabilité et la charge exclusive du foyer et de la maison. Ce qui confirme ces résultats c'est que la baisse du taux de chômage se fait avec un rythme

constant de croissance du niveau de vie reflété par le taux fixe d'accroissement des salaires réels, c'est-à-dire que le niveau de vie reste au moins stable, ce qui empêche la croissance de la population de s'affaiblir. Aussi, l'augmentation du taux de chômage (à taux d'augmentation de salaires réels fixe) signifiant la diminution de l'emploi, fait que beaucoup de femmes restent chez elles pour fonder un foyer et avoir des enfants. D'autre part et concernant le taux de croissance des salaires réels, cette variable a bien l'effet attendu sur la croissance de la population avec un impact positif. Une augmentation d'un point du taux de croissance des salaires à la période t à un taux de chômage fixe, entraîne une augmentation de l'écart entre taux de croissance de la population de la période t et celui de la période $t-1$ de 0,0175 points (environ 0,02 points).

Concernant la deuxième relation du taux de croissance des salaires réels. Le chômage a bien l'effet attendu (effet négatif). L'augmentation du taux de chômage⁽⁴⁾ fait baisser le rythme de la croissance des salaires nominaux et donc celui des salaires réels. Même avec un niveau d'emploi fixe, les salaires réels peuvent diminuer avec l'augmentation du niveau des prix. La croissance de la population a un impact positif et ceci peut être expliqué par le fait que la croissance démographique fait augmenter le niveau de l'emploi, ce qui fait augmenter les salaires nominaux et par conséquent les salaires réels.

5. Conclusion

On a pu estimer dans cette étude un modèle VECM entre les variables du taux de chômage, taux de croissance démographique et taux de croissance des salaires réels. Le modèle quoi qu'il soit valide, il a présenté une insuffisance qui concerne la relation du taux de chômage. Cette dernière non valide nous empêche de faire ressortir et mesurer statistiquement l'effet des variables de population et de salaires réels sur le taux de chômage. Dans

les deux autres relations les coefficients étaient non significatifs cela veut dire qu'il n'y a pas de relations entre les variables en différences. En d'autres termes, aucune variable n'a d'un impact sur l'autre à court terme.

A long terme, il y a un impact positif du taux de chômage sur le taux de croissance de la population. La diminution du taux de chômage signifiant l'augmentation du niveau de l'emploi, fait diminuer le taux de croissance de la population à cause de l'insertion d'une plus grande offre de travail et notamment la main d'œuvre féminine suite à l'augmentation du niveau de formation et d'étude de cette catégorie de la population, ce qui fait soit retarder l'âge au mariage soit diminuer les taux de fécondité. Aussi, l'augmentation du taux de chômage (à taux d'augmentation de salaires réels fixe) signifiant la diminution de l'emploi peut trouver sa cause dans le fait que beaucoup de femmes restent chez elles pour fonder un foyer et avoir des enfants.

En pratique, la période de récession en algérie dans toute la période de 1984 à 2000 a connu une diminution de la croissance de la population et cela est dû à la pauvreté et la chute du niveau de vie causée par la récession économique. C'est donc la misère, la pauvreté et la situation sécuritaire qui a entravé la croissance de la population malgré que le chômage était en hausse. Donc et en accordant le résultat du modèle avec la situation algérienne on peut dire que si on a remarqué une relation inverse entre taux de chômage et taux de croissance de la population c'est parce que les changements du taux de chômage en algérie marchaient avec le changement du niveau de vie de la population, et c'est cette variable qui a un impact positif sur la croissance de la population. D'autre part, le chômage ne représente qu'une situation de l'individu vis à vis du marché du travail et par conséquent il ne reflète pas exactement le niveau de vie de l'individu qui peut avoir d'autres sources de revenu telles que le travail en noir ou

d'autres rentes familiales. Concernant le taux de croissance des salaires réels, cette variable a bien l'effet attendu sur la croissance de la population avec un impact positif.

Concernant la deuxième relation relative au taux de croissance des salaires réels, la variable du chômage a bien l'effet attendu (effet négatif). L'augmentation du taux de chômage entraîne une diminution du rythme de la croissance des salaires nominaux et donc celui des salaires réels. D'autre part, la croissance de la population a un impact positif sur le rythme de croissance des salaires réels du fait que la croissance démographique fait augmenter le niveau de l'emploi, ce qui engendre une croissance des salaires nominaux et par conséquent les salaires réels.

L'étude présente nous a permis d'aboutir à des résultats :

Il y a bien un effet positif de l'accélération du niveau de vie sur le rythme de la croissance démographique et un effet positif de l'accélération de la croissance de la population sur les salaires réels donc sur le niveau de vie et pas une détérioration comme le pensaient les anti-populationnistes. Ceci est dû au fait que la population alimente le marché de travail par la main d'œuvre et qu'elle permet d'augmenter le niveau d'emploi pour renforcer la croissance. D'autre part, Il y a un effet négatif du taux de chômage sur le rythme de croissance des salaires réels et donc sur le rythme de croissance du niveau de vie et un effet négatif sur le rythme de croissance de la population par le biais du changement du niveau de l'emploi. Le développement de l'emploi et la sortie des femmes au marché du travail et le changement des mentalités et la prise de conscience sociale de la population fait que l'augmentation de l'emploi fait tarder l'âge au mariage et baisser les taux de fécondité et par conséquent entraver la croissance de la population. Dans notre cas, l'expression « le lit de la misère est fécond », doit être remplacée

par l'expression « le lit du temps libre et du vide est fécond ».

Références Bibliographiques

(1) : Zahia Oudah-Debibi : L'avenir des programmes de planning familial en Afrique : Baisse rapide de la fécondité et politiques de population en Algérie (une évolution paradoxale). Proposition de communication pour la conférence de l'UEPA (2007). Sur le site : <http://uaps2007.princeton.edu> , consulté le 05/12/2009

(2) : Gilles Pison : Tous les pays du monde (2009). Revue : Population & Sociétés. (INED), N°458, Juillet-Août 2009.

(3) : Si $r = 0$ on ne peut pas retenir une spécification à correction d'erreurs et si $r = k$, les variables étudiées sont stationnaires et le problème de cointégration ne se pose pas.

(4) : Cela peut signifier l'augmentation du niveau de chômage accompagnée soit d'une stabilité du niveau de l'emploi ou d'une diminution de ce dernier, comme elle peut rendre compte de la stabilité du niveau de chômage mais cette fois avec une diminution du niveau de l'emploi.

1- Denis Clerc : La théorie économique face au chômage. Revue : Alternatives Economiques, Hors-série N°39, 1er trimestre 1999

2- Denis Clerc : Mais pourquoi donc y a-t-il du chômage ?. Revue : Alternatives Economiques, N° 124, Fév.1995

3- Didier Blanchet : L'impact des changements démographiques sur la croissance et le marché de travail : faits, théories et incertitudes. Revue : Economie politique, Vol.111, N°4, Juil-Aout 2001

4- Eric Leclercq : Les théories du marché du travail. Ed. Seuil, Paris, 1999

5- Gary L. Hunt : Population - employment models : Stationarity, cointegration and dynamic adjustment. Journal of Regional Science, Vol.46, N°2, 2006

6- George Tapinos : La démographie : Population, Economie et Société. Ed. de Fallois, Paris, 1996

7- Hervé Le Bras : Démographie et plein-emploi. Revue : L'Economie politique, N°8, 2000

8- Jacques Freyssinet : Le chômage. Ed. La découverte, Paris, 2004

9- Jaques Véron : Croissance démographique et niveau de vie. Revue : Problèmes Economiques, N°2177, Mai. 1990

10- Jean-Claude Chesnais : Essor démographique et développement économique dans les pays pauvres (1950-1980) : L'hypothèse Malthusienne en question. Revue : Problèmes Economiques, N°1936, Aou.1985

11- Jean-Marie Le Page : Croissance, chômage et hystérésis. Revue : Economie Appliquée, tome LI, N°4, 1998

12- Joseph Stassart : Malthus et la population. Faculté de droit

de Liège, 1957

13- Louis Phaneuf : Hystérésis du chômage : faits, théories et politiques. Revue : L'Actualité économique (Revue d'analyse économique), Vol.64, N°4, Déc.1988

- Michel Stambouli : L'économie du travail : Des théories aux politiques. Ed. Circa Nathan/H.E.R, Paris, 2000

14- Michel Vernières : Population active, emploi, formation. Ed. INED, Paris, 2002

15- Pierre Cahuc & André Zylberberg : Le marché du travail. Ed. De Boeck université, Bruxelles, 2001

16- Pierre Fortin : Combattre le chômage keynésien tout autant que le chômage structurel et l'endettement public. Revue : L'Actualité économique (Revue d'analyse économique) , Vol.60 , N°4 , Déc.1984

17- Régis Bourbonnais & Michel Terraza : Analyse des séries temporelles en économie. Ed. PUF , Paris , 2002

18- Régis Bourbonnais : Econométrie. Ed. Dunod, Paris , 2004

19- Rodrigue Mendez & Taoufik Rajhi : Croissance, intégration économique et chômage. Revue économique, Vol.52, N°3, Mai.2001

20- Rodrigue Tremblay : Les causes structurelles du chômage actuel. Revue : L'Actualité économique (Revue d'analyse économique), Vol.60, N°4, décembre 1984

21- Sandra Moatti : Vers la fin du chômage. Revue : Alternatives Economique, N°233, Fév.2005

- <http://web.worldbank.org>

- www.geopopulation.com

- www.ons.dz