

Essai d'évaluation de la portée du test de Todaro ou de Lewis sur les données de l'économie de l'Algérie

The Trial for the evaluation of the Todaro or Lewis theses on data of the economy of Algeria

Naoual ASSOUL^{1,*}

¹ Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences de Gestion. Université Abderrahmane Mira de Bejaia (Algérie)
(eco_n2002@yahoo.fr)

Date de réception : 18/11/2020 ; Date de révision : 01/12/2020 ; Date d'acceptation : 22/06/2021

Résumé : Le but de cette évaluation consiste à mettre en évidence l'effet de l'expansion du secteur urbain en particulier des activités tertiaires sur la variation du nombre d'emploi dans le total de la population active en Algérie. En se référant au modèle développé par Cahuc P. et Célimène F. (1993), nous estimons le degré d'influence des externalités induites par la rotation intersectorielle de la main d'œuvre sur la productivité du travail et son effet sur le taux de chômage (thèse de Todaro ou de Lewis). L'estimation par la méthode des MCO des données de l'Algérie a montré des rendements d'échelle décroissants ($\mu_2 = -1,991$) dans le secteur agricole et croissants ($\mu_1 = +0,929$) pour les activités tertiaires. La valeur du coefficient d'élasticité mesurant le niveau du chômage est négative. Elle est de $-2,121$. Ce résultat indique que l'emploi créé en zone urbaine a entraîné une baisse du chômage, ce qui confirme l'hypothèse de Lewis.

Mots-clés : Emploi urbain; taux de chômage; productivité du travail; MCO.

Codes de classification Jel: C22; D24; O47; R23

Abstract: This paper tries to evaluate the effect of the extension of the activities in urban area, in particular tertiary sector, on the variation of unemployment rate in Algeria. Referring to the model developed by Cahuc P. and Célimène F. (1993), we estimate the degree of influence of the externalities induced by the inter-sectoral rotation of the labor force on labor productivity and its effect on the unemployment rate (Todaro or Lewis thesis). Estimation by the LS method of data from Algeria showed increasing returns to scale in the tertiary sector ($\mu_1 = +0.929$) and decreasing in the agricultural sector ($\mu_2 = -1.991$). The value of the elasticity coefficient of the unemployment shows a negative number of -2.121 . This result indicates that the creation of urban employment has led to a drop in the unemployment rate, which confirms Lewis's thesis.

Keywords: Urban employment; unemployment; labor productivity; LS.

Jel Classification Codes : C22; D24; O47; R23

* Naoual ASSOUL: eco_n2002@yahoo.fr

I-Introduction:

Beaucoup d'économistes se sont interrogés sur le phénomène de transfert de flux de main d'œuvre du secteur de subsistance vers les secteurs manufacturiers. En 1970, Todaro et Harris ont montré que dans une économie duale, le développement des activités dans les zones urbaines entraînait une hausse du chômage conséquence d'une migration rurale-urbaine¹. Cette thèse qui s'objectait aux formulations antérieures de Lewis selon lesquelles l'expansion des activités manufacturières engendrait aux pays en voie de développement une baisse du chômage se désignait par le paradoxe de Todaro². D'autres travaux intéressants se sont suivis et ont tenté de vérifier l'effet de l'expansion des zones urbaines sur les flux migratoires intersectoriels. Les travaux de Cahuc P. et Célimène F. sont parmi ces thèses qui ont apporté le plus de contributions à l'explication du phénomène.

L'observation des variables se rapportant à la situation de l'activité, de l'emploi et du chômage en Algérie, nous laisse sous-entendre la présence d'un flux de migration de mains d'œuvre entre zones urbaine et rurale. Ce phénomène qui ne cesse de cahoter le pays a engendré un dégonflement des activités de subsistance et une réaffectation de l'emploi vers les activités tertiaires.

En s'appuyant sur les travaux de Cahuc P. et Célimène F., nous tentons de montrer que l'emploi créé en zone urbaine a entraîné un transfert de main d'œuvre en diminuant le flux du secteur agricole. Impulsé par la perspective de revenus supérieurs ainsi que des opportunités d'embauche, l'emploi dans les activités de subsistance (agriculture, pêches, etc.), tend à se raréfier en le faisant tourner vers les activités tertiaires. Cependant, pour évaluer la portée du test de Todaro ou de Lewis pour le cas des données de l'Algérie, nous tenterons de répondre à la question centrale suivante : avec des rendements d'échelle supposés décroissants dans les activités de subsistance, comment l'emploi créé en zone urbaine va-t-il influencer le niveau du chômage?

L'analyse des rendements d'échelle et de l'effet de l'expansion de l'emploi urbain sur le taux de chômage, nous amène à l'examen des deux hypothèses suivantes :

-Hypothèse 1 : l'examen de la nature des rendements d'échelle nous permet de supposer que l'emploi créé en zone urbaine a eu d'effet sur le taux d'emploi en diminuant le flux du secteur agricole. Cependant, les rendements seront négatifs dans les activités de subsistance représentées par les activités agricoles et positifs pour les activités tertiaires.

-Hypothèse 2 : L'analyse économétrique de l'effet de la rotation intersectorielle de la main d'œuvre sur le niveau du chômage suggère l'existence d'un coefficient d'élasticité du taux de chômage qui est négatif. Le modèle économétrique confirmera la portée du test de Lewis en montrant un coefficient d'élasticité négatif.

Ce papier est présenté en quatre parties. La première présente une analyse de l'activité, de l'emploi et du chômage en Algérie. La deuxième expose une revue de littérature. Quant aux deux dernières parties, elles présentent notre contribution à travers la détermination du modèle et des résultats de l'estimation empirique.

I.1. Analyse de l'évolution de l'emploi et du chômage en Algérie :

En Algérie, le déclin de l'agriculture et des opportunités de création d'emploi dans ce secteur ont impulsé le phénomène de glissement d'emploi primaire vers d'autres secteurs notamment du secteur tertiaire (transports, communications, services, hôtels, cafés, restaurations, services fournis aux administrations et aux ménages, etc.). La croissance de ce secteur a progressivement influencé la répartition sectorielle des actifs occupés. L'analyse globale a montré une augmentation de la population active qui passait de 7,757 millions en 1997 à 12,117 millions de personnes en 2016 contre un effectif de population occupée qui passait de 6,179 millions en 2000 à 10,845 en 2016. Le taux de l'activité s'est légèrement baissé pour passer de 43,6% en 1997 à 41,8 en 2016. Quant au taux de chômage qui reste légèrement élevé, il a nettement baissé pour passer de 26,41% en 1997 à 10,5% en 2016³.

La répartition de l'emploi par secteur de l'activité économique a montré qu'en 1997, les secteurs commerce, transport, services et administration ont répertorié près de deux tiers de l'emploi national soit 64% du total de l'emploi contre un taux de 15,5% pour l'agriculture et 10% pour l'industrie. En 2016, ce taux est maintenu à plus de 61% pour le secteur tertiaire et 13,5% pour l'industrie. Le taux pour le secteur agricole est en déclin. Il est passé à 7,97%.

L'analyse de l'évolution de la localisation géographique de l'actif occupé a montré que l'emploi en terme absolu a augmenté le plus en zone urbaine qu'en milieu rural. La répartition géographique de l'actif occupé montre une nette concentration en zone urbaine ces dernières années. Les statistiques ont enregistré en 2000 un effectif de 3,8 millions de personnes en zone urbaine et 2,4 millions de personnes en milieu rural¹. En 2016, l'effectif est passé à 7,32 en zone urbaine et 3,525 millions en zone rurale. L'analyse sectorielle, montre que la part de l'actif occupé par le secteur tertiaire en milieu urbain est de 70,81% en 2000 contre 4,08% pour l'agriculture et 15,04% pour l'industrie. Ce taux est passé en 2016 à 67,22% pour le secteur tertiaire, 3,12% pour l'agriculture et 14,56% pour l'industrie. En zone rurale, le secteur tertiaire occupe une part importante en répertoriant près de 50% de l'actif occupé. Le taux est passé de 49,42% en 2000 à 48,19% en 2016 contre 29,97% pour l'agriculture. En 2016, l'emploi agricole en milieu rural a significativement baissé pour passer à 18,04%. Quant au secteur de l'industrie, sa part dans le total de l'actif occupé est passée de 10,71% en 2000 à 11,31% en 2016.

L'analyse de la population des PME permet de ressortir des chiffres similaires à ceux de l'activité et de l'emploi. En atteignant une population globale de 1,014 millions d'entreprises en 2016, le tissu économique est fortement composé de très petites entreprises TPE (de moins de 10 salariés) soit une part de 97%. Parmi les PME constituées de personnes morales soient 57% du total (577824 PME), le secteur des services concentre plus de la moitié de l'effectif des PME morales soit 52% (298793 PME). Le secteur de l'agriculture compte le moins d'effectif avec uniquement 7272 PME soit 1% de l'effectif total.

En raison de l'importance des salaires espérés dans les secteurs non productifs, le manque de qualification et de compétitivité des entreprises notamment dans le secteur industriel ont amplifié le phénomène de glissement d'emploi primaire vers les secteurs non productifs. Il est à rappeler que les bilans de l'ONS sur la production industrielle en Algérie révèlent la persistance de la problématique de l'absence de l'innovation dans les secteurs productifs. Ces blocages qui se rapportent aux problèmes d'absence de performances matérielles et humaines ne cessent de peser sur l'économie de l'Algérie. Ainsi, l'économie algérienne continue d'être dominée par les activités tertiaires notamment du commerce. Ce phénomène s'observe par l'engouement des jeunes entrepreneurs soutenus par les programmes d'appui de l'Etat, aux activités commerciales avec des préférences qui versent pour les services, transports et restaurations.

I. 2. Brève revue de littérature:

Les travaux de Lewis A. (1954) ont montré que dans certains pays en développement, l'expansion des activités industrielles a entraîné une baisse du taux de chômage. En formalisant une économie à deux secteurs (traditionnel : de subsistance et moderne : industriel), l'auteur a supposé que pour une surabondance du facteur travail dans les activités de subsistance, un glissement de main d'œuvre s'opérait vers le secteur industriel considéré comme une source de croissance. En s'objectant aux formulations de Lewis et à l'aide d'un modèle empirique, Harris et Todaro ont vérifié que sous l'hypothèse d'un fort taux de migration rural-urbain comparé à la probabilité d'obtenir un emploi urbain (introduction de la notion du salaire espéré), qu'une augmentation de l'emploi en zone urbaine n'a entraîné qu'une hausse du niveau de chômage.

A travers une modélisation empirique basée sur un modèle d'équilibre général inter-temporel à deux secteurs moderne (industrie, tertiaire privé et administration) et traditionnel (agriculture et activités informelles) avec des salaires endogènes, Cahuc P. et Célimène F., ont évalué la portée du paradoxe de Todaro. En considérant que les salaires dans le secteur moderne sont négociables, une rémunération incitative pouvait être à l'origine d'une amélioration du niveau de la productivité du facteur travail. Cet écart de salaire entre les secteurs expliquerait selon les deux auteurs, les liens entre le taux d'emploi et la productivité du facteur travail pour chaque secteur. Les deux auteurs ont développé l'idée que la création (destruction) d'emploi dans le secteur moderne entraînait des externalités qui pouvaient influencer la productivité du travail de chaque secteur. Ils ont conclu que le lien entre l'emploi du secteur moderne et

le taux de chômage dépendait de la nature des rendements d'échelle des deux secteurs tout en tenant en compte des spécificités des économies en question².

À travers une étude empirique, Cahuc P. et Célimène F ont testé la portée de leur thèse en analysant par une estimation par les Moindres Carrés Ordinaires MCO, les données de dix-sept pays en développement de la zone d'Amérique latine et des Caraïbes. La période d'estimation allait de 1960 à 1988. Les résultats de leur estimation ont montré la présence des rendements décroissants dans le secteur de subsistance et négatifs (positifs) dans les secteurs manufacturiers, compris entre - 5,03 et 3,19 pour certains pays.

Les travaux de Todaro M. et de Lewis A. ont porté sur de nombreux tests d'évaluations. Des applications sur les pays sous développés notamment d'Afrique ont permis de mettre en évidence la validité des tests de Todaro ou de Lewis notamment en s'inspirant du modèle développé par Cahuc P. et Célimène F.

En se référant au modèle d'analyse de Cahuc P. et Célimène F, Ambapour S., a testé à travers une application sur les données de l'économie du Congo, la validité du test de Todaro. La modélisation par MCO des données couvrant la période de 1973-1994 a permis de montrer des rendements positifs pour le secteur moderne avec un coefficient de 2,17 et des rendements négatifs pour le secteur traditionnel (avec un coefficient de -4,125, $R^2 = 0,92$; $DW = 1,171$). Le coefficient d'élasticité a indiqué un chiffre négatif de - 1,488. Ce résultat confirmait la portée de la thèse de Lewis.

Beke E., a vérifié³ la portée du test du modèle de Lewis en analysant le lien entre la croissance du secteur moderne et le taux de chômage en Côte d'Ivoire. Les résultats de son estimation montraient que l'accroissement des activités dans les secteurs modernes est associé à une baisse du chômage en Côte d'Ivoire. Les rendements d'échelle dans les deux secteurs sont décroissants avec des taux respectivement de -0,98 pour le secteur urbain et -2,46 pour le secteur traditionnel. En confirmant la thèse de Lewis, le résultat sur le taux d'élasticité indiquait un coefficient négatif de -0,311.

II–Méthodes et Matériels :

Les données se rapportant à ce présent travail ont été mobilisées des rapports de l'office national des statistiques. Pour les activités d'emploi et de chômage, nous avons utilisé la rétrospective statistique 1962-2011 (chapitre II : emplois) et le rapport N° 763 publié en septembre 2016 (données sur l'emploi de 2006-2016). Quant aux données sur la production évaluée au coût des facteurs, nous avons utilisé la rétrospective des comptes économiques de 1963 à 2014 publiée en janvier 2016 et le rapport numéro 861 sur les comptes économiques de 2015 à 2018.

Pour calculer les rendements d'échelle, nous déterminerons d'abord, les productivités marginales des facteurs. Cependant, nous utiliserons pour le calcul de la production évaluée aux coûts des facteurs pour chacun des secteurs (tertiaire et agricole soient respectivement les variables Q_1 et Q_2), la production brute diminuée de la consommation intermédiaire et des impôts liés à la production (nets des subventions d'exploitation). Nous définirons les productivités marginales du travail par le rapport des productions Q_1 et Q_2 à l'emploi de chacun des secteurs (Q_1/L_1 et Q_2/L_2). Dans ce cas, nous opterons pour la mesure de productivité en valeur ajoutée qui représente une contribution productive propre à chaque secteur.

Les variables du modèle sont les suivantes :

Q_1 : Production en valeur évaluée aux coûts des facteurs du secteur tertiaire (commerce, services, transport et administration). Cette variable est mesurée par la somme des valeurs ajoutées brutes au coût des facteurs pour chacun des comptes d'activité (commerce, services, transport et administration) et exprimée en millions de DA.

Q_2 : Production en valeur évaluée aux coûts des facteurs de l'agriculture. Elle est mesurée par la valeur ajoutée brute aux coûts des facteurs et donnée en millions de DA.

L_1 : Emploi dans le secteur tertiaire (commerce, services, transport et administration).

L_2 : Emploi dans l'agriculture.

N : Population active.

U : Nombre de chômeurs.

U/N : Taux de chômage.

L_1/N : Part de l'emploi du secteur moderne (tertiaire) dans la population active (variable PART1).

L_2/N : Part de l'emploi du secteur agricole dans la population active (variable PART2).

L'analyse économétrique de l'effet de l'expansion des activités urbaines en particulier des activités tertiaires sur la variation du nombre d'emploi sera effectuée à l'aide d'une modélisation en séries temporelles couvrant les années 1997 à 2016. Cette analyse s'appuie sur une modélisation par la méthode des moindres carrés ordinaires MCO effectuée à l'aide du logiciel Eviews9. En se référant au modèle développé par Cahuc P. et Célimène F. (1993), nous évaluerons la nature des rendements d'échelle des deux secteurs (urbain : tertiaire, rural : agricole) et l'effet de la variation de l'emploi urbain sur le taux de chômage. L'analyse des rendements d'échelle et de l'effet de l'expansion de l'emploi urbain sur le taux de chômage, nous amène à développer les modèles suivants :

-Modèles 1 et 2 : Nous démontrons que l'emploi créé en zone urbaine (activités tertiaires) a eu d'effet sur la rotation de la main d'œuvre en diminuant le flux du secteur agricole. Cependant, nous supposons que les rendements d'échelle sont croissants dans les activités tertiaires et négatifs (décroissants) dans les activités de subsistances (agricoles) et nous développons respectivement, les équations 1 et 2 suivantes :

$$\ln(Q_{1t}/L_{1t}) = u_{01} + \mathbf{u}_1 \ln L_{t1} + \alpha_1 \ln T + \mu_t \dots\dots\dots (1)$$

$$\ln(Q_{2t}/L_{2t}) = u_{02} + \mathbf{u}_2 \ln L_{t2} + \alpha_2 \ln T + \mu_t \dots\dots\dots (2)$$

Si $\mu_i > 0$, les rendements d'échelle sont croissants ;

Si $\mu_i < 0$, les rendements d'échelle sont décroissants.

$T = \log(@trend+1) = \ln(T)$: une tendance temporelle qui exprime l'effet du progrès technique.

- Modèle 3: L'analyse économétrique de l'effet de la rotation de la main d'œuvre sur le taux de chômage va nous permettre de vérifier l'existence d'un coefficient d'élasticité du taux de chômage négatif. Pour confirmer la portée du test de Lewis en montrant une élasticité négative, nous estimerons l'équation 3 suivante :

$$\ln(U_t/N_t) = B_0 + B_1 \ln(L_{1t}/N_t) + \alpha_3 \ln T + \mu_t \dots\dots\dots (3)$$

III-Résultats et Discussion:

L'analyse des statistiques de l'ONS ainsi des Corrélogrammes bruts a montré :

- Une augmentation de la part de l'emploi urbain (activités tertiaires) dans la population active (Il y'a une expansion de l'emploi urbain en particulier dû à la croissance de l'effectif occupé dans les activités tertiaires) : L'analyse de la figure 1 en annexe indique que la part de l'emploi urbain mesurée par l'emploi dans les activités tertiaires est en évolution croissante. Sa part est passée de 43,43% en 1997 à 41,06% en 2004 puis à 54,63 en 2016.
- Une baisse de la part de l'emploi agricole dans la population active : L'analyse de la figure 2 en annexe montre une baisse significative passant de 10,51% en 1997 à 15,98% en 2004 puis à 7,13% en 2016.
- Une baisse du taux de chômage : La figure 3 en annexe montre que le taux de chômage a évolué en baisse au cours de la période d'estimation. Ce taux qui est mesuré par le nombre de chômeurs dans la population active en pourcentage % est passé de 24,37% en 1997 à 16,52% en 2004 puis à 10,49% en 2016.

Les estimations des équations (1) et (2) par les moindres carrés ordinaires à l'aide du logiciel Eviews9 communiquent les résultats suivants :

III.1. Analyse de la nature des rendements d'échelle :

- Rendements d'échelle dans le secteur urbain (activités tertiaires): Les résultats de l'estimation du modèle 1 donné par l'équation 1 indiquent un coefficient d'élasticité positif $\mu_1 = +0,929 > 0$

$$\begin{aligned} \text{Ln}(Q_{1t}/L_{1t}) &= u_{01} + u_1 \text{Ln} L_{1t} + \alpha_1 \text{Ln} T + \mu_t \dots\dots\dots(1) \\ \text{Ln}(Q_{1t}/L_{1t}) &= -15,99 + \mathbf{0,929} \text{Ln}(L_1) + 0,311 \text{Ln} T \\ &\quad (-6,72) \quad (5,806) \quad (6,753) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,966; \quad DW = 1,22 \quad F\text{-statistic}: 247,3 \quad \text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0,00$$

- Rendements d'échelle dans le secteur rural (activités agricoles) : Les résultats de l'estimation du modèle 2 donné par l'équation 2 montrent un coefficient d'élasticité négatif $\mu_2 = -1,991 < 0$.

$$\begin{aligned} \text{Ln}(Q_{2t}/L_{2t}) &= u_{02} + u_2 \text{Ln} L_{2t} + \alpha_2 \text{Ln} T + \mu_t \dots\dots\dots(2) \\ \text{Ln}(Q_{2t}/L_{2t}) &= 25,64 - \mathbf{1,991} \text{Ln}(L_{2t}) + 0,786 \text{Ln} T \\ &\quad (9,09) \quad (-9,78) \quad (14,82) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,94; \quad DW = 1,223 \quad F\text{-statistic}: 135,46 \quad \text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0,000$$

Nous remarquons que les rendements dans les deux secteurs apparaissent significativement différents de zéro suivant le test de Student au seuil de confiance de 5 % (chiffres entre parenthèses). Les probabilités associées sont toutes inférieures à 5% voire même à 1% (tableaux 1 et 2 en annexes). Le pouvoir explicatif du modèle (des trois équations) est acceptable et les tests de stabilité confirment la validité du modèle (figure 4 en annexes,). Les tests d'auto-corrélation, de normalité et d'hétéroscédasticité permettent de valider l'hypothèse d'interdépendance des erreurs avec des probabilités supérieures à 5% (tableau 4 en annexes).

L'analyse des coefficients μ_1 et μ_2 montre :

- $\mu_1 = +0,929 > 0$, la présence de rendements d'échelle croissants dans le secteur tertiaire.
- $\mu_2 = -1,991 < 0$; rendements d'échelle décroissants dans le secteur agricole.

L'interprétation des signes des valeurs des deux coefficients μ_1 et μ_2 , nous permet de valider l'hypothèse 1 du modèle en indiquant que la rotation de la main d'œuvre a eu d'effet sur la répartition de l'actif occupé en diminuant le flux du secteur agricole.

III.2. Le calcul de l'élasticité du taux de chômage :

L'analyse économétrique du modèle 3 communique les résultats suivants :

$$\text{Ln}(U_t/N_t) = B_0 + B_1 \text{Ln}(L_{1t}/N_t) + \alpha_3 \text{Ln} T + \mu_t \dots\dots\dots (3)$$

$$\begin{aligned} \text{Ln}(U_t/N_t) &= -2,887 - \mathbf{2,1212} \text{Ln}(L_{1t}/N_t) - 0,258 \text{Ln} T \\ &\quad (-7,089) \quad (-4,9744) \quad (-4,6254) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,898; \quad DW = 1,064 \quad F\text{-statistic}: 75,46 \quad \text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0,00$$

Nous pouvons constater que l'élasticité du taux de chômage est significativement différente de zéro au seuil de 5 %. Elle est négative et de l'ordre de (-2,121). Le pouvoir explicatif du modèle est dans l'ensemble bon (tableau 3 en annexes). En montrant un coefficient d'élasticité négatif, le modèle 3 permet de valider l'hypothèse 2 en indiquant que l'expansion des activités tertiaires a eu d'effet sur le niveau du chômage. Ce dernier a enregistré une baisse au cours de la période d'estimation.

IV-Conclusion:

Nous observons des rendements croissants $\mu_1 = +0,929 > 0$ dans le secteur urbain mesuré par les activités tertiaires et décroissants $\mu_2 = -1,991 < 0$ dans le secteur de subsistance (agricole). La destruction d'emploi dans le secteur agricole s'explique par le recul des activités agraires, la faiblesse des investissements et le recours aux importations des produits de l'agriculture notamment des produits intrants, pour satisfaire la demande nationale. Le déclin de l'agriculture et la faiblesse des rendements dans ce secteur ont impulsé le phénomène de glissement d'emploi primaire vers d'autres secteurs notamment des activités tertiaires. Avec le caractère rudimentaire des activités industrielles hors hydrocarbures, la création d'emploi dans les secteurs non productifs s'est intensifiée en laissant une place importante aux petits commerces et aux entreprises de très petites tailles qui sont généralement des sociétés de transport, de commerce ou des entreprises de bâtiment et travaux publics (pour ce qui est des activités industrielles hors hydrocarbures).

Etant donné que la nature des rendements d'échelle de chaque secteur a une influence sur l'élasticité du taux de chômage, nous pouvons tirer du modèle empirique que les caractéristiques d'une économie en développement telle qu'elle a été décrite par Lewis (le coefficient d'élasticité du taux de chômage est négatif (-2,121)). Les résultats de l'estimation économétrique en tenant compte des spécificités de l'économie algérienne, indiquent que la création d'emploi urbain a entraîné une diminution du chômage, confirmant ainsi la thèse de Lewis. Ces résultats ne s'écartent pas de l'analyse de l'ONS ainsi des statistiques tirées des données de l'activité de l'emploi et du chômage. Ces derniers ont montré une expansion des activités tertiaires, un recul des activités agricoles accompagnés d'une baisse du taux de chômage au cours de la période d'analyse.

- Annexes:

Tableau (1) : Résultat de l'estimation par MCO du modèle 1 (équation 1)

Dependent Variable: LOG(Q1/L1)				
Method: Least Squares : Sample: 1997 2016				
Included observations: 20				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15.99256	2.379578	-6.720752	0.0000
LOG(L1)	0.929546	0.160098	5.806090	0.0000
LOG(@TREND+1)	0.311140	0.046070	6.753645	0.0000
R-squared	0.966853	Mean dependent var		-1.045668
Adjusted R-squared	0.962953	S.D. dependent var		0.458941
S.E. of regression	0.088335	Akaike info criterion		-1.877885
Sum squared resid	0.132651	Schwarz criterion		-1.728526
Log likelihood	21.77885	Hannan-Quinn criter.		-1.848729
F-statistic	247.9327	Durbin-Watson stat		1.219524
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : Etabli par l'auteur à partir du logiciel Eviews.

Tableau (2) : Résultat de l'estimation par MCO du modèle 2 (équation 2)

Dependent Variable: LOG(Q2/L2)				
Method: Least Squares : Sample: 1997 2016				
Included observations: 20				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	25.64289	2.818104	9.099340	0.0000

LOG(L2)	-1.991578	0.203635	-9.780127	0.0000
LOG(@TREND+1)	0.785913	0.053002	14.82807	0.0000
R-squared	0.940956	Mean dependent var		-0.435109
Adjusted R-squared	0.934010	S.D. dependent var		0.718139
S.E. of regression	0.184479	Akaike info criterion		-0.405080
Sum squared resid	0.578553	Schwarz criterion		-0.255721
Log likelihood	7.050803	Hannan-Quinn criter.		-0.375924
F-statistic	135.4613	Durbin-Watson stat		1.223143
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : Etabli par l'auteur à partir du logiciel Eviews.

Tableau (3): Résultat de l'estimation par MCO du modèle 3 (équation 3)

Dependent Variable: LOG(U/N)				
Method: Least Squares : Sample: 1997 2016				
Included observations: 20				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.887855	0.407348	-7.089404	0.0000
LOG(L1/N)	-2.121285	0.426440	-4.974408	0.0001
LOG(@TREND+1)	-0.258668	0.055923	-4.625452	0.0002
R-squared	0.898771	Mean dependent var		-1.869244
Adjusted R-squared	0.886861	S.D. dependent var		0.423684
S.E. of regression	0.142511	Akaike info criterion		-0.921318
Sum squared resid	0.345258	Schwarz criterion		-0.771958
Log likelihood	12.21318	Hannan-Quinn criter.		-0.892161
F-statistic	75.46769	Durbin-Watson stat		1.064167
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : Etabli par l'auteur à partir du logiciel Eviews.

Tableau (4) : Tests d'interdépendance des erreurs

Tests d'interdépendance des erreurs :	
Test de Breusch-Godfrey Serial Correlation LM	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Equation (1) $\ln(Q1t/L1t) = -15,99 + 0,926 \ln(L1) + 0,311 \ln T$ F-statistic 1.205 Prob.F(2,15) 0,3269 Obs*R-squared : 2.769 Prob. Chi-Square(2) :0,2504	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Equation (2) $\ln(Q2t/L2t) = 25,64 - 1,991 \ln(L2t) + 0,786 \ln T$ F-statistic 0,81 Prob.F(2,15) 0,459 Obs*R-squared : 1,97 Prob. Chi-Square(2) :0,373
Equation 3: $\ln(U_t/N_t) = -2,887 - 2,1212 \ln(L_{1t}/N_t) - 0,258 \ln T$ Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: F-statistic 2.19 Prob.F(2,15) 0,146 Obs*R-squared : 4,52 Prob. Chi-Square(2) :0,1042	
Test de normalités Jarque Bera	
Equation (1) Jarque Bera =1,5286 probabilité 0,465	Equation (2) Jarque Bera =0,216 probabilité 0,897
Equation 3: Jarque Bera =0,27 probabilité 0,87	
Test d'hétéroscédasticité Breusch Pagan-Godfrey	
Equation (1) : F-statistic 0,3904 Prob.F(2,17) 0,6827	Equation (2): F-statistic 2,488 Prob.F(2,17) 0,1128 Obs*R-squared : 4,52 Prob. Chi-

Obs*R-squared : 0,878 Prob. Chi-Square(2) : 0,6446 Scaled explained SS 0,21 (Prob. Chi-Square(2) : 0,8977	Square(2) : 0,1039 Scaled explained SS 3,38 (Prob. Chi-Square(2) : 0,18
Equation (3) : F-statistic 0,072 Prob.F(2,17) 0,9303 Obs*R-squared : 0,169 Prob. Chi-Square(2) : 0,9188 Scaled explained SS 0,09 (Prob. Chi-Square(2) : 0,9563	

Source : Établi par l'auteur à partir du logiciel Eviews.

Références :

1. John.R Harris., Michael Todaro (1970), **Migration, Unemployment and Development: a two sector analysis**, Revue Américaine d'économie vol° 60 N°1, 1970, pp 126-142.
2. Visité : le 16/09/2018, <https://www.jstor.org/>
3. Arthur W. Lewis (1954), **Economic Development with Unlimited Supplies of Labour**, Revue The Manchester School of Economic and Social studies, volume 22. 1954, pp 139-191.
4. Visité : le 24/08/2018, <https://la.utexas.edu/users/hcleaver/368/368lewistable.pdf>
5. ONS (2016), Rapport N° 763, Edition septembre 2016, pp 11-13.
6. 1 ONS (2012), chapitre II, Rétrospective statistique 1962-2011: Emplois, pp 54-72.
7. ONS (2016), Rétrospective des comptes économiques de 1963 à 2014. Collections Statistiques N° 197/2016. Série E : Statistiques Economiques N° 85. Edition janvier 2016, pp 36-53.
8. Ministère de l'industrie et des mines (2016), Bulletin d'information statistique PME n°29. Edition novembre. 1^{er} semestre 2016, pp 10-12.
9. John.R Harris., Michael Todaro (1970), op.cit, pp 126-142.
10. Pierre Cahuc, Fred Célimène(1993), **l'expansion du secteur moderne diminue-t-elle le chômage dans les pays en voie de développement ?**, Revue Economie & Prévision N° 108, 1993, pp 31-46.
11. Visité : le 27/09/2018, https://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_1993_num_108_2_5606.
12. Samuel Ambapour (2002), **le Paradoxe de Todaro : Un test économétrique sur les données du Congo**, Revue BAMSIS Bureau d'Application des Méthodes Statistiques et Informatiques. DT 08/2002, Brazzaville, pp 5-11.
13. Tite Ehuitché Beke (2011), **croissance du secteur moderne et Chômage en Côte d'Ivoire: Un Test du modèle de Lewis**. Conférence d'Abidjan, Côte d'Ivoire. Novembre 2011, pp 6-11.
14. Visité: le 19/08/2018, https://au.int/sites/default/files/documents/30884-doctite_ehuitche_beke.pptx.

Comment citer cet article par la méthode APA:

Naoual ASSOUL (2021), **Essai d'évaluation de la portée du test de Todaro ou de Lewis sur les données de l'économie de l'Algérie**, Revue Algérienne de Développement Économique, Volume 08 (numéro 02), Algérie : Université Kasdi Marbah Ouargla, pp.339-348.



Les droits d'auteur de tous les articles publiés dans cette revue sont conservés par les auteurs concernés conformément à la licence **Creative Commons Paternité-Pas d'utilisation commerciale - Pas de dérivation 4.0 International** (CC BY-NC 4.0).

Revue Algérienne de Développement Économique sous licence **Creative Commons Creative Commons Attribution – Pas d'utilisation commerciale - Prevention de derivation 4.0 International** (CC BY-NC 4.0).



The copyrights of all papers published in this journal are retained by the respective authors as per the **Creative Commons Attribution License**.

Algerian Review of Economic Development is licensed under a **Creative Commons Attribution-Non Commercial license** (CC BY-NC 4.0).