

MINISTERE DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR
ET DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE



UNIVERSITE
JEAN LOROUGNON GUEDE

Année Académique

2016-2017

UFR SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION

MEMOIRE

Présenté pour l'obtention du diplôme de

MASTER

EN SCIENCES ECONOMIQUES

OPTION ECONOMIE DU TRAVAIL ET DES RESSOURCES HUMAINES

Par

Numéro d'ordre:

KONE IBRAHIM

THEME :

**L'IMPACT DE LA VARIATION DES TAUX
D'INTERET SUR LE CHOMAGE DES JEUNES
EN COTE D'IVOIRE**

Date de soutenance : 16 Mars 2019

Jury

Mr **KOUAKOU Auguste**, Maître de conférences agrégé, Université Jean Lorougnon Guédé (Président)

Mr **GUEDE Romuald**, Assistant, Université Jean Lorougnon Guédé (Assesseur 1)

Mr **N'DA Christian**, Assistant, Université Jean Lorougnon Guédé (Assesseur 2)

DEDICACES

Je dédie ce modeste travail à mes chers parents ; plus particulièrement ma mère,
Mère ! Reposez en paix.

REMERCIEMENT

Ce travail ici présent sanctionne la fin de notre deuxième cycle au sein de la faculté des sciences économiques et de gestions (SEG) à l'Université Jean Lorougnon Guedé (UJLOG) - Daloa. Il est le fruit des sacrifices conjugués de plusieurs personnes.

Pour ce faire,

-Nous remercions toutes les autorités académiques de la faculté des sciences économiques et de gestions en particulier le prof. KOUAKOU Auguste pour avoir accepté de codiriger ce travail.

-Nous remercions Dr. GUEDE Romuald et Dr. POKOU Edouard pour leur disponibilité et leur soutien indéfectible qui a abouti à la rédaction de ce document scientifique.

-Nous remercions tous nos frères et sœurs qui nous ont soutenues de près ou de loin, notamment Dr. Hien Sié BOBETE, pharmacien à N'bahiakro et son épouse.

-Enfin nous remercions l'inoubliable famille HIEN et ses connaissances qui par leur grande contribution nous ont permis d'affronter les études universitaires du deuxième cycle.

RESUME

Plusieurs études ont été faites sur le chômage des jeunes en Côte d'Ivoire. Et nous nous sommes intéressés à l'impact de la variation des taux d'intérêt sur le chômage. Pour mener à bien notre étude, nous nous sommes inspirés de plusieurs modèles à savoir ceux de Blanchard et Wolfers (2000), Nickell, Nunziata et Ochel (2005) et du FMI (2003). A partir de ces modèles, nous avons pu nous construire un modèle MCO en choisissant comme de données des données secondaires issues des statistiques de la Banque mondiale et de la BCEAO. Les tests de Dickey Fuller et de multi colinéarité nous ont permis d'extraire de notre modèle de base certaines variables afin d'obtenir des variables capables d'expliquer le taux de chômage. Il s'est agi entre autre du taux de pression fiscale, du taux d'inflation, du ratio de risque (ratio de solvabilité) et de l'espérance de vie. Ceci explique le rôle moteur que jouent ces variables dans l'élaboration d'une politique efficace contre le chômage en Côte d'Ivoire.

Mots clés : Chômage, Intérêt bancaire.

ABSTRACT

Many studies have been made on youth unemployment in Côte d'Ivoire. In a little more particular way, we were interested in the impact of the variation of the interest rates on the unemployment in Ivory Coast. To carry out our study, we have been inspired by several models namely those of Blanchard and Wolfers (2000), Nickell, Nunziata and Ochel (2005) and mainly that of the IMF (2003). From these models, we have been able to build an OLS model for the rest of our work by choosing as secondary data mainly from the World Bank and Central Bank of West African States) statistics. Econometric tests single Dickey Fuller and multi collinearity tests were applied. These included the tax rate, the inflation rate, the risk ratio (solvency ratio) and life expectancy. From our results, it is up to the decision-makers to renegotiate the applicable interest rates for all loans in order to stimulate investment for a real decrease in unemployment in Ivory Coast.

Key words: Unemployment, Bank interest.

LISTE DES ABRÉVIATIONS

ADF : Augmented Dickey Fuller
AEJ : Agence Emploi Jeune
AGEFOP : Agence Nationale de la Formation Professionnelle
AGEPE : Agence d'Etudes et de Promotion de l'Emploi
BCEAO : Banque Central des Etats de l'Afrique de l'Ouest
BIT : Bureau International du Travail
BTS: Brevet de technicien Supérieur
DFQAI : Direction de la formation qualifiante de l'apprentissage et de l'insertion
DFQAJ: Direction de la Formation Qualifiante et de l'Apprentissage des Jeunes.
DFR : Direction des Etudes Economiques et de la Recherche
DGE : Direction Générale de l'Emploi
ESV: Espérance de vie
FDFP: Fond de développement et de la formation professionnelle
FMI: Fond Monétaire International
FNJ: Fond National de la Jeunesse
FNS: Fonds National de Solidarité
IMF: International Monetary Found
INS: Institutue Nationale de la statistique
ISLM: Ivestment Supplies
MCO: Moindre Carré Ordinaires
MEMEASFP: Ministère d'Etat, Ministère de l'Emploi, des Affaires Sociales et de la Formation Professionnelle.
NIR: Nombre d'Institution Recensée
OCDE: Organisation de coopération et de développement économiques
PFS : Plateforme de Service
RLI : Ratio de Liquidité
RRI: Ratio de Risque
TBE: Taux de Bancarisation Elargie
TBS: Taux de Bancarisation Strict
TCH: Taux de Chômage (% de la population active)
TCR: Taux de Croissance
TEP: Taux d'épargne
TEX : Taux d'endettement extérieur
TINF: Taux d'Inflation,
TINV: Taux d'investissement
TMP : Taux Moyens des Prêts
TPF: Taux de Pression Fiscal
WB: World Banc

SOMMAIRE

Introduction	- 1 -
CHAPITRE 1 : CADRE DU TRAVAIL	- 3 -
I. <i>FAITS STYLISES</i>	- 3 -
II. <i>REVUE DE LITTERATURE</i>	- 4 -
CHAPITRE 2 : APPROCHE METHODOLOGIQUE.....	- 8 -
I. <i>SPECIFICATION DU MODELE</i>	- 8 -
II. <i>METHODE D'ESTIMATION ET ANALYSE CRITIQUES DES DONNEES DU MODELE</i> -	12 -
CHAPITRE 3 : RESULTATS ET DISCUSSIONs	- 26 -
I. <i>RESULTATS DE LA REGRESSION</i>	- 26 -
II. <i>INTERPRETATION ET DISCUSSION DES RESULTATS</i>	- 27 -
CONCLUSION.....	- 29 -

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1: champ d'intervention	Erreur ! Signet non défini.
Tableau 2 : récapitulatif test ADF du Taux de chômage.....	- 14 -
Tableau 3:récapitulatif du test ADF du taux de bancarisation strict	- 15 -
Tableau 4 : récapitulatif du test ADF de l'espérance de vie	- 16 -
Tableau 5:récapitulatif du test ADF du Nombre d'institution bancaire	- 17 -
Tableau 6: récapitulatif du test ADF du Ratios de liquidité.....	- 18 -
Tableau 7: récapitulatif du test ADF du Ratios de risque	- 18 -
Tableau 8: récapitulatif du test ADF du taux de bancarisation élargi	- 19 -
Tableau 9: récapitulatif du test ADF du Taux de croissance	- 20 -
Tableau 10: récapitulatif du test ADF du taux d'épargne.....	- 20 -
Tableau 11: récapitulatif du test ADF du Taux d'endettement extérieur	- 21 -
Tableau 12: récapitulatif du test ADF du taux d'inflation	- 22 -
Tableau 13: récapitulatif du test ADF du taux d'investissement.....	- 22 -
Tableau 14: récapitulatif du test ADF du taux moyen des prêts	- 23 -
Tableau 15: récapitulatif du test ADF du taux de pression fiscal	- 24 -
Tableau 16: récapitulatif du test de multi colinéarité.....	- 25 -
Tableau 17: récapitulatif de la régression MCO du modèle.....	- 26 -

INTRODUCTION

Tous les programmes de gouvernement, depuis lors ont mis l'accent sur la question de l'emploi des jeunes. Pour atteindre cet objectif, l'Etat à mobiliser plusieurs structures publiques, parapubliques et privées parmi lesquelles figurent les structures financières. Ces dernières, en tant que gestionnaires exclusives de la liquidité sous réserve de la banque centrale jouent un rôle quasi incontournable dans le marché du travail.

En effet, en plus des efforts que l'Etat consent pour absorber le plus grand nombre de chômeurs, il s'avère malheureusement à bout de souffle, car le nombre de chômeur¹ ne cesse d'augmenter. Le recours aux secteurs privés comme moyen d'éradiquer cette gangrène est devenue plus que jamais incontournable. Quant aux entreprises qui doivent s'installer dans un lieu ; celles-ci doivent non seulement embaucher la main d'œuvre, payer ces employés et faire face à certaines obligations fiscales ; doivent bénéficier d'un environnement économique et financier favorable. Ceci dit, la banque centrale affiche son taux aux établissements de crédits-principales sources de financement-ceux-ci, en fonction de la situation socio-politique appliquent des taux prêteurs aux entreprises. Ces entreprises étant à la recherche de profit sous une contrainte de minimisation de coûts ont recouru à plusieurs options. Notamment, la réduction des salaires de son personnel et même la suppression totale de certains postes, ceteris paribus. Le paiement du loyer de la dette (taux d'intérêt élevé) par les entreprises ayant bénéficié de prêts, de même que celles qui voudraient s'y engager pour augmenter leurs productions limitent les actions des entreprises en matière d'augmentation du capital productif (Coffinet 2016). Il ressort clairement que lorsque le processus de transmission des taux, depuis la banque centrale jusqu'aux entreprises, est en faveur de celles-ci alors la question du travail des jeunes peut être traitée avec une plus grande efficacité. De ce fait, l'intérêt d'étudier l'impact de la variation des taux d'intérêt des prêts accordés aux entreprises sur le chômage des jeunes trouve alors tout son sens.

Dès lors, nous nous posons la question de savoir : comment la variation des taux d'intérêt des prêts accordés aux entreprises peut-elle influencer le taux de chômage en Côte d'Ivoire ? Il s'agit en d'autre terme d'apprécier l'impact de la variation des taux des prêts sur la capacité des entreprises à absorber le maximum de chômeur en Côte d'Ivoire.

¹ **La mesure composite de la sous-utilisation de la main-d'œuvre** = [(personnes en sous-emploi lié au temps de travail + personnes au chômage + main-d'œuvre potentielle)/(main-d'œuvre élargie)] x 100 = 27,8% de la main d'œuvres élargie en chômage.

L'hypothèse principale de cette étude est que le chômage en Côte d'Ivoire est influencé par des facteurs institutionnels liés au marché de travail et par des facteurs macroéconomiques et financiers. Lesquels seraient à l'origine de la non stationnarité des taux d'intérêts sur le marché bancaire impactant significativement ou non le chômage en Côte d'Ivoire. A cela s'ajoute une mauvaise transmission de la politique monétaire qui pourrait être à l'origine de la persistance du chômage sans oublier l'environnement propre du milieu bancaire qui pourrait aussi être favorable ou non aux entreprises à besoin de financement.

CHAPITRE 1 : CADRE DU TRAVAIL

Ce chapitre présente succinctement quelques faits stylisés relatifs à l'évolution du chômage en Côte d'Ivoire consécutifs à la variation des taux d'intérêts des prêts bancaires d'une part et d'autre part, quelques principaux travaux scientifiques sur cette question.

I. FAITS STYLISES

Outre les difficultés d'information (asymétrie d'information) entre les parties concernées, l'insuffisance supposée de budgets alloués aux différentes structures ne leur permettent pas d'exécuter convenablement leur stratégie relative à l'employabilité et l'entrepreneuriat des jeunes. Par ailleurs, compte tenue de la notion clé d'information divergente de part et d'autres, les banques et institutions de microfinances sont généralement réticentes pour accompagner financièrement les jeunes promoteurs de projets. Cela est dû non seulement aux manques d'expériences de ces jeunes porteurs de projets, et surtout de l'absence de garantie permettant de couvrir les risques opérationnels liés à la mise en œuvre du projet. En outre, lorsque des fonds sont disponibles dans les structures en charge de la promotion de l'emploi, les jeunes éprouvent des difficultés pour en bénéficier. Cela s'explique par le fait que les conditions d'octroi des fonds sont généralement extrêmement sélectives. Par exemple, sur 1396 projets examinés par le Comité de Sélection du Fonds National de Solidarité (FNS) entre 2005 et 2010, seulement 43% ont été acceptés contre 57% de rejet pour non-conformité aux critères d'éligibilité. Selon la direction générale de l'emploi, plusieurs structures interviennent dans la politique de l'emploi. De surcroit, ces structures apportent des financements à la réduction du nombre de chômeur en Côte d'Ivoire qui continue malheureusement de croître. Malgré la dissolution de l'AGEPE, il y a encore un chevauchement des missions et des activités qui peuvent entraver la gestion de la politique de l'emploi. Il est vrai que ces structures étatiques sont gérées par le même ministère par défaut, mais à l'analyse, le service public court le risque d'être inefficace (Sociale 2017), tant en terme de capacité d'intervention face aux attentes de la population en grande majorité jeune qu'en termes d'identification et de profilage des besoins des employeurs, de collecte des offres d'emploi à pourvoir, de mobilisation des acteurs, etc.

Dans une autre étude menée en Côte d'Ivoire portant sur la réalisation annuelle d'une enquête, l'ex AGEPE estimait que la situation de chômage est préoccupante pour tous les diplômés de l'enseignement supérieur dans la mesure où les titulaires du BTS, de la Licence et de la Maîtrise, toutes spécialités confondues, ont des taux de chômage respectifs de 42,3%, 17,9% et 25,2% (DGE 2018). Ce chômage des diplômés de l'enseignement supérieur s'expliquerait par le fait que des chefs d'entreprises ont des difficultés pour recruter les diplômés de l'enseignement supérieur. Les raisons évoquées par ces derniers, sont entre autres relatives au manque d'expérience professionnelle, à l'insuffisance du niveau de compétence, au temps de formation pour l'emploi qui est long si et seulement s'il était retenu, aux coûts salariaux élevés par rapport à leur productivité et au manque de culture de l'entreprise (seulement 1% des jeunes sont installés en leur propre compte, DFQAJ,2016). Ces faits tendent souvent à remettre en cause la formation des diplômés de l'enseignement supérieur dans la mesure où l'inexpérience professionnelle résulte souvent du manque de formation pratique. Il faut noter qu'à cela s'ajoute la pression fiscale des institutions étatiques qui est en partie fonction du nombre d'employé (selon le cas ; petite, moyenne ou grande entreprise) (BCEAO, 2018) , plus le nombre d'employé est élevé, plus les entreprises consentent de gros efforts fiscaux, d'où la réduction de leur chiffre d'affaire.

II. REVUE DE LITTÉRATURE

La lecture de plusieurs ouvrages scientifiques nous ont permis d'avoir une vue un peu plus particulière sur les impacts des taux d'intérêt sur le chômage et plus précisément la variation de ceux-ci sur le chômage des jeunes en Côte d'Ivoire.

Mais avant, nous allons essayer de définir la notion de chômage sous différents angles avant de spécifier les différentes lectures qui traitent de cette question.

1. Le chômage au sens de l'INS

L'institut National de Statistique de Côte d'Ivoire adopte la définition du Bureau International du Travail qui revient à la 18^{ème} conférence internationale des statisticiens de Genève et qui stipule que les chômeurs comprennent toutes les personnes ayant dépassé un âge spécifié qui, au cours de la période de référence étaient :

- Strictement sans travail, c'est –à dire qui n'étaient pourvues ni d'un emploi salarié ni d'un emploi non salarié ;
- Absolument disponibles pour travailler (dans un emploi salarié) ou non durant la période de référence ;

- À la recherche d'un travail c'est – à –dire qui avaient attesté des démarches effectives de recherche d'emploi, d'une autre façon qui avaient pris des dispositions spécifiques au cours d'une période récente spécifié, pour chercher un emploi salarié ou non.

Ces dispositions peuvent inclure :

- l'inscription à un bureau de placement public ou privé;
- la candidature auprès d'employeurs;
- Quelle que soit la qualité de l'instrument de mesure du chômage, la validité de la mesure dépend de la définition opératoire que l'on donne au chômage.

Toutes fois, cette définition est évolutive et adaptative à chaque pays en se référant à la définition du Bureau International du Travail (BIT).

2. Le chômage chez Marx

Chez Marx, La réduction du salaire à son niveau de subsistance pour permettre au maximum de chômeurs de travailler n'empêche guère le chômage car celui-ci est, au contraire, le moyen mis en œuvre par les capitalistes pour faire baisser les salaires : « plus il y a de chômeurs, moins les travailleurs seront exigeants» (Lahcène B., 2012 -2013). Le chômage est ici l'émanation de la réduction des salaires, qui lui aussi est liée aux loyers du capital.

3. Le canal des taux d'intérêts sur le chômage

La conception keynésienne ISLM traditionnelle du mécanisme de transmission de la politique monétaire peut se résumer par le schéma suivant, qui illustre les effets d'une expansion monétaire :

$$M \uparrow \Rightarrow i r \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (1)$$

Où $M \uparrow$ indique la conduite d'une politique monétaire expansionniste, qui aboutit à une baisse des taux d'intérêt réels ($i r \downarrow$) ; celle-ci réduit le coût du capital, ce qui entraîne une augmentation des dépenses d'investissement ($I \uparrow$) et, par là-même, un accroissement de la demande globale et de la production ($Y \uparrow$) (Milshkin, 1996).

Ce canal de de taux de crédits présenté ici agit principalement sur la décision des entreprises en matière de dépenses d'investissement. De ce fait, lorsque le taux d'intérêt baisse, on assiste à une augmentation de la production qui passe nécessairement par une augmentation de la main d'ouvre. Avec des taux d'intérêt nominaux au plancher, une croissance de la masse monétaire ($M \uparrow$) est susceptible d'élever le niveau des prix attendu ($P e \uparrow$) et donc l'inflation anticipée ($\pi e \uparrow$). Ce faite peut entraîner par conséquent une réduction des taux d'intérêt réels

($i r \downarrow$) même lorsque le taux d'intérêt nominal est fixé à zéro, et une stimulation des dépenses par le canal du taux d'intérêt ci-dessus. Nous pouvons décrire cette relation selon l'équation suivante : $M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow \pi_e \uparrow \Rightarrow i r \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$.

4. Le canal strict du crédit

Le canal strict du crédit comprend deux mécanismes de transmission. Le premier est celui des relations « autorités monétaires-banques » et le second est celui des relations « banques-secteur privé ».

- **Passage autorités monétaires-banques.**

Ce premier mécanisme de transmission fonctionne de la façon suivante : les banques ont à la fois un rôle de création de monnaie et un rôle d'octroi de crédits bancaires. Un effet indépendant du canal monétaire peut provenir du côté de l'actif bancaire à travers les prêts accordés par les banques. Suite à un durcissement de la politique monétaire, les banques ajustent leur portefeuille en réduisant leur offre de prêts (Rosenwald F., 1995). Cette réduction d'offre de prêts par une exigence accrue au niveau des garantis ou par une augmentation du taux d'intérêt empêchent la plus part les agents à besoins de financement d'avoir accès aux prêts.

- **Passage banques-secteur privé**

Ce deuxième mécanisme qui repose sur les imperfections du marché du crédit intervient dans les relations entre banques et emprunteurs. L'idée de base selon ces auteurs, est qu'il existe des agents pour lesquels les prêts bancaires et les autres actifs financiers ne sont pas parfaitement substituables. Confrontés à une restriction de l'offre de prêts, ces emprunteurs vont donc réduire leurs dépenses (Rosenwald F., 1995). L'effet de la contraction monétaire se transmet à l'économie réelle par la baisse de l'offre de crédit bancaire. Cette baisse de crédit de la part des instituts bancaires de second degré donne aux entreprises de réduire également leur initiative d'augmentation de la main d'œuvre ; créant simultanément un chômage.

5. Le canal large du crédit

Ce courant théorique repose sur des modèles expliquant qu'il existe des imperfections sur le marché du crédit et plus généralement sur les marchés des capitaux. Ces imperfections peuvent provenir en particulier de problèmes d'information asymétrique, de coûts d'acquisition de l'information, de coûts de transaction. L'existence de ces imperfections pèse sur les structures financières des entreprises, sur leurs possibilités de financement, sur leurs

décisions d'investissement (Rosenwald F., 1995) ; Tous ceci affectent de manière significative la décision d'embauche des entreprises.

En sommes, nous voyons que le taux d'intérêt intervient dans les sphères de l'économie ; depuis l'émission de la monnaie par les banques jusqu'au consommateur final par les taux des prêteurs et des débiteurs. Ceci-dit, nous allons nous attarder sur les mécanismes de transmission du taux d'intérêt sur la réduction du chômage des jeunes plus particulièrement.

CHAPITRE 2 : APPROCHE METHODOLOGIQUE

Il va s'agir dans ce chapitre de voir l'approche qui sera adopté dans le cadre de notre travail. Ceci dit, les données à notre disposition sont des données secondaires. En se servant des statistiques fournis par les institutions financières internationales (BCEAO, 2018), (FMI, 2018), (World Bank, 2018), les rapports des centres de recherche de développement (DER, Bulletin de la Banque de France), nous avons pu collecter ces données. Celles-ci, en se basant sur nos différentes lectures et autres.

Ainsi, de manière séquentielle, nous avons procéder à la spécification du modèle, à l'analyse des données recueillies, à la construites du modèle et enfin à la méthode d'estimation.

I. SPECIFICATION DU MODELE

Cette section permet la description mathématique du phénomène étudié en passant par l'identification des variables explicatives, des variables expliquées et la détermination de la forme fonctionnelle du modèle.

1. La forme fonctionnelle du modèle

Plusieurs études ont été faites pour expliquer les variations du taux de chômage (U_{it} : Le taux de chômage) surtout dans les pays de l'OCDE. Ces études ont utilisé des modèles reposant pratiquement sur l'influence de deux grandes catégories de facteurs ; les uns sont liés aux institutions du marché du travail (X_j : les institutions du marché du travail) et les autres sont relatifs aux chocs macroéconomiques (Y_k : les chocs macroéconomiques).

Ceci est définit selon l'équation suivante :

$$U_{it} = C_i + \left(\sum_k a_k Y_{kit} \right) \left(1 + \sum_j b_j X_{ij} \right) \quad (1)$$

Où

U_{it} : Le taux de chômage.

C_i : Effets fixes particulières à la cote d'ivoire.

Y_k : Les chocs macroéconomiques.

X_j : Les institutions du marché du travail.

Aussi, des études menées par le FMI en 2003 (Lahcène B. , 2012-2013) sur les déterminants du chômage examiné sur un échantillon de 20 pays de l'OCDE pour la période de 1960 à 1998 ont permis d'utiliser le modèle suivant :

$$U_{it} = \alpha_i + \varphi U_{i,t-1} + \sum_{j=1}^j \beta_j X_{j,i,t} + \sum_{k=1}^k \gamma_k Z_{k,i,t} \quad (2)$$

Où

U_{it} : Taux de chômeurs.

α_i : Effet spécifique au pays ; donc la cote d'ivoire.

X_j : Variables macroéconomiques (*croissance de la productivité, le taux d'intérêt réel, termes de l'échange chocs, et de l'inflation*).

z_k : Vecteurs d'indicateurs du marché du travail.

Cette spécification est élaborée pour tester l'existence des effets indirects des institutions sur le taux de chômage (*par le biais de leurs interactions avec les variables macroéconomiques*).

Le troisième modèle est un modèle dynamique, celui de Nickell, Nunziata et Ochel (2005) selon lequel le taux de chômage (U) est fonction des institutions du marché du travail (X), les chocs macroéconomiques (Y) et utilisé en Algérie par Bouriche (2012), les interactions entre les institutions (Z), la durée du temps de chômage(t) et les effets fixes individuels(λ). Le modèle se présente de la façon suivante :

$$u_{it} = \beta + \beta u_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \theta y_{it} + \partial z_{it} + \phi t_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

A partir de ces trois modèles présentés ci-dessus, nous sommes amenés à dire que la question qui lie le taux de chômage aux variables macroéconomiques, financières a belle et bien été traité. De ce fait, nous pouvons poser la relation suivante :

Le taux de chômage est fonction des variables macroéconomiques, financières et des variables du marché du travail ?

2. Choix des variables

Le choix de nos variables est motivé par les modèles développés cités ci-dessus. Ceux-ci nous amène à faire notre choix quant aux variables liées aux fluctuations des taux d'intérêts capables d'imposer une orientation aux taux de chômage ; dans le cas ivoirien.

La variable dépendante est le taux de chômeurs. Les variables indépendantes sont les suivantes :

- **Taux de croissance du PIB (pib*)**

Le taux de croissance permet de mesurer l'évolution d'une grandeur économique, la croissance, d'une période à une autre et est exprimé généralement en pourcentage. Ce taux donne une vue un peu plus claire de la situation macroéconomique d'un pays.

Incorporer dans notre modèle, permettra d'affiner la relation entre celui-ci et le chômage.

- **Taux d'inflation (tinf)**

Cette variable est aussi un indicateur qui permet d'évaluer l'évolution de la politique monétaire indissociable dans les prises de décision ; lesquelles seront orientées et mis à la disposition des décideurs et des bailleurs de fonds (B. Lahcène 2012-2013).

- **Taux moyen des prêts (tmp)**

C'est une variable relative aux indicateurs économiques et financiers permettant aussi de voir le nombre de projet reçus et le nombre de projets financés ou en cours de financement.

C'est aussi un indicateur utilisé par la BCEAO et se calcule comme suit :

$$T_{mp} = \frac{\text{variation des prêts}(t)}{\text{Montant total des prêts}}$$

- **Ratio de liquidité (rl)**

Les ratios de liquidité mesurent la capacité de la banque à respecter ses obligations.

Il faut noter que le nombre institution de crédit dans une zone peut influencer la capacité de celle-ci à respecter les taux applicable sur les prêts accordés aux agents à besoin de financement, toute chose étant égale à par ailleurs.

La position de liquidité des banques est mesurée en utilisant l'un des deux ratios ci-dessus :

→ Trésorerie à des actifs = trésorerie/total de l'actif ; (1)

→ Trésorerie à des dépôts = trésorerie/total des dépôts de la clientèle. (2)

Pour un souci de donnée, nous avons utilisé le premier ratio (*Trésorerie à des actifs*).

- **Ratio de risque (rri)**

Les ratios de solvabilité ou de risque donne une idée sur la capacité d'une banque à générer des flux de trésorerie et à payer ses obligations financières et se calcule de la façon suivante

→ Le ratio d'endettement = total dette/capitaux propres ;

→ Le ratio de la dette par rapport au total de l'actif = total dette/total actif ;

→ Ratio de prêt au dépôt = total des prêts/total des dépôts.

- **Taux d'investissement (tin_v)**

C'est un indicateur composite qui permet d'évaluer la capacité attractive des pays en matière d'investissement ; car il y a une relation étroite entre investissement et chômage, toute chose étant égale par ailleurs.

- **Taux d'épargne (tep)**

Le système de partage du revenu dénommé PIED, est un système qui consiste donc à faire le **P**artage de notre revenu en consacrant une partie en **I**nvestissement, en **E**pargne et à la **D**istribution. Ce système permet de montrer le rôle que joue et l'épargne et l'investissement dans le revenu, PIB. Ceci dit, le rôle de l'épargne sous un double rôle et détermine non seulement le pouvoir d'achat des consommateurs et de la condition social du pays. Disponible à la Banque mondiale.

- **Taux de pression fiscale (tpf)**

Selon Arthur LAFFER « Trop d'impôt tue l'impôt » et entraîne la fermeture des firmes (Combe, 1998). Indirectement, ces firmes vont limités leurs masse salariale en supprimant des postes ; le chômage.

- **Taux d'endettement extérieur (tex.)**

Il est plus que jamais nécessaire de comprendre le rôle de la diplomatie financière. Les relations économiques qu'entretiennent les pays permettent, si elles sont bonnes, d'attirer bon nombres d'investisseurs qui doivent aboutir logiquement à une création d'emploi.

- **Taux de bancarisation strict (tbs)**

Ce taux prend en compte toutes ouvertures de compte, et ces comptes doivent non seulement être actifs et alimentées.

- **Taux de bancarisation élargit (tbe)**

Il couvre tous ce qui n'est pas pris en compte par le taux de bancarisation strict, comme mentionné plus tôt.

- **Nombre d'institution recensés (ibr)**

Il s'agira ici de voir et de comprendre l'évolution des nombre d'institution financière en tenant compte des aspects socio-économique, politique, démographique; pour ne citer que ceux-là.

3. La forme économétrique du modèle

Les modèles utilisés par Blanchard et O, Wolfers J en 2000, le FMI (2003) et Nickell, Nunziata et Ochel (2005) (Lahcène B., 2012-2013) nous ont permis d'identifier la variable dépendante et les variables indépendantes. A partir de cet instant, nous pouvons modéliser notre fonction de régression sur la base de la Moindre Carré Ordinaire (MCO) selon l'équation suivante :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad (4)$$

Autrement dit,

$$\begin{aligned} Tch = & \beta_0 + \beta_1 tbe + \beta_2 tpf + \beta_3 tmp + \beta_4 Esp v + \beta_5 rri + \beta_6 tinf + \beta_7 tinv \\ & + \beta_8 tcr\varepsilon + \beta_9 rli + \beta_{10} + \beta_{11} tep + \beta_{12} tex + \beta_{13} tbs \\ & + \beta_{14} nbre d'inst b + \varepsilon \end{aligned}$$

Où

- Y_i : (Tch) est la variable dépendante (ou variable à expliquer)

- β_0 est la constante de régression

- $X_{1i}, X_{2i}, X_{3i}, \dots, X_{kj}$ sont les variables indépendantes (ou variables explicatives, ou régresseurs respectivement $tbe, tpf, tmp, \dots, Nbre d'inst b$)

- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k$ sont les coefficients de régression et

- ε est le terme d'erreur (ou résidu(s), ou erreur(s)).

II. METHODE D'ESTIMATION ET ANALYSE CRITIQUES DES DONNEES DU MODELE

1. Méthode d'estimation

Pour estimer ce modèle linéaire, nous appliquons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). En théorie, les estimateurs des MCO sont BLUE, c'est-à-dire qu'ils sont les meilleurs estimateurs linéaires sans biais, mais aussi convergents et efficaces.

Néanmoins, afin de pouvoir tester à l'aide des tests ordinaires (Student et Fisher), les coefficients issus de la méthode des moindres carrés ordinaires, nous avons d'abord étudié la stationnarité des séries à travers les tests de Dickey-Fuller simple ou augmenté (ADF). A cela nous allons analyser les effets de la multi colinéarité à travers le test vifs.

Mais avant et sous réserve, il est judicieux de savoir que la MCO est applicable que lorsque le ratio (Nombre d'observations / Nombre de régresseurs) est supérieur à 5 et cela permet de fournir des estimations utiles des paramètres f, F et t .

→ Test de Dickey-Fuller (DF) simple

Dans ce contexte, Dickey et Fuller considèrent trois modèles de base pour la construction de ces tests [Bourbonnais, 1998] Alors, pour la série, $t = 1, 2, 3, \dots, 32$.

Hypothèses

H_0 : Pas stationnaire

H_1 : Stationnaire (racine unitaire)

En pratique, on adopte une stratégie séquentielle en trois étapes :

Étape I : On commence par appliquer le test sur le modèle 3.

On peut aboutir à deux résultats : Si la tendance n'est pas significative, on passe au modèle 2. Si la tendance est significative, on teste l'hypothèse nulle de racine unitaire : Si n'est pas significativement différent de 0, X_t est stationnaire. Dans ce cas, il faut la différencier et recommencer la procédure sur la série en différence première. Si elle est significativement différente de 0, X_t est stationnaire. Dans ce cas, la procédure s'arrête et l'on peut directement travailler sur X_t .

Étape II : Cette étape ne doit être appliquée que si la tendance dans le modèle précédent n'est pas significative. On estime le modèle 2 : Si la constante n'est pas significative, on passe au modèle 1. Si la constante est significative, on teste l'hypothèse nulle de racine unitaire : Si n'est pas significativement différent de 0, X_t est non stationnaire. Dans ce cas, il faut la différencier et recommencer la procédure sur la série en différence première. Si est significativement différent de 0, X_t est stationnaire. Dans ce cas, la procédure s'arrête et l'on peut directement travailler sur X_t .

Étape III : Cette étape ne doit être appliquée que si la constante dans le modèle précédent n'est pas significative.

→ Test de Dickey et Fuller Augmenté

Ce test se base sur l'hypothèse que le processus de l'erreur peut être corrélé.

Il est fondé, sous l'hypothèse $|\varphi| < 1$ sur l'estimation par les MCO des trois modèles :

Le test se déroule de manière similaire aux tests de DF simples, les seules différences sont dans les tables statistiques (Bourbonnais, 1998).

2. Analyse critiques des données du modèle

Après la spécification du modèle et avant les estimations, il convient d'étudier la stationnarité des séries chronologiques du fait que les variables économiques, financières et du marché du travail sont rarement des réalisations de processus stationnaire. La stationnarité des variables

représente une solide garantie contre les régressions fallacieuses. Par ailleurs, lorsqu'il existe une relation linéaire exacte entre deux ou plusieurs régresseurs une équation de régression linéaire devient insoluble. Dans ce cas, L'inclusion de l'ensemble des variables est susceptible de générer d'importants problèmes liés à la colinéarité imparfaite existant entre elles. Il convient alors de ne conserver pour l'analyse que l'une des variables explicatives parmi celles qui sont parfaitement corrélées entre elles. Pour ces deux raisons, nous allons procéder par les tests de stationnarités (pour éviter la régression fallacieuse) et terminer par les textes de colinéarité comme présenté ci-dessus.

a. Tests de stationnarités

✓ Analyse critiques de la variable dépendante, le taux de chômage.

Tableau 1 : récapitulatif test ADF du Taux de chômage

tch= Taux de Chômage		Sans différenciation			Différence		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1	Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tch	t-stat ADF	-2,716	-2,186	-1,350	-1,970	-1,657	-4,621
	trend+ constante	0,140	00	00	0,300	00	00
	Constante	00	0,072	00	00	0,197	00
	ni Trend, ni constante	00	00	0,189	00	00	0,010
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	-2,658	-4,380	-2,518	-2,660
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	-1,950	-3,600	-1,721	-1,950
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	-1,600	-3,240	-1,323	-1,600

Source : Elaboré par l'auteur

L'estimation du modèle (3) sans différenciation indique que la tendance n'est pas significative (prob = 0,140 > 0,05). Dans l'estimation du modèle (2), la constante non plus n'est pas significative (prob = 0,072 > 0,05). Toutefois, l'estimation du modèle 1 indique que le test statistique ADF Calculé (-1,350) est supérieur aux valeurs critiques aux seuils de signification de 1%, 5%, 10%. Donc on accepte l'hypothèse d'existence de racine unitaire et par conséquent la série n'est pas stationnaire ; on doit donc la différencier une fois. Après avoir différencié la série tch une fois, l'estimation du modèle 3 (*modèle avec tendance et constante*) fait apparaître que la tendance est significativement différente de zéro et le test statistique ADF calculé (-1,970) apparaît supérieur aux valeurs critique au seuil de signification de 1% , 5% et de 10%. Nous constatons que la constante liée à notre modèle n'est pas

significativement différent de zéro. Nous constatons également que la t-stat (-1,657) est supérieur à la valeur critique de 1% (-2,518), 5% (-1,721), et inférieure à 10% (1,323). Par la suite, la valeur 0,197 est supérieure à 5%, ce qui m'autorise donc à poursuivre la démarche afin de rendre la variable dépendante (Tch) stationnaire. Jusqu'à un retard de 7 pour valider l'absence de racine unitaire sur la variable dépendance (Tch) et aussi la p-value associée au modèle1 (0,01) qui est inférieure à 5%.

Donc la variable dépendante (Tch), devenue stationnaire peut subir une régression sans toutes fois être régression une fallacieuse.

✓ Variables indépendantes

Nous dénombrons quatorze (14) variables explicatives qui doivent subir une analyse critique afin de retenir les plus pertinentes.

- Variable taux de bancarisation strict (Tbs)

Tableau 2:recapitulatif du test ADF du taux de bancarisation strict

Tbs=taux de bancarisation strict		Sans différenciation			Différence		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1	Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tbs	t-stat ADF	-1,923	-0,528	0,720	-2,007	-0,516	0,362
	trend+ constante	0,055	00	00	0,048	00	00
	Constante	00	0,366	00	00	0,611	00
	ni Trend, ni constante	00	00	0,478	00	00	0,725
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	-2,658	-4,300	-2,510	-2,660
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	-1,950	-3,600	-1,721	-1,950
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	-1,600	-3,240	-1,323	-1,600

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-1,923) associée à notre variable (tbs) est supérieur aux valeurs critiques de 1%, 5%, 10%. A cet effet, nous pouvons dire qu'il y a présence de racine unitaire, on doit donc corriger la variable tbs. Mais nous constatons que la probabilité liée à la tendance (0.055) est supérieur à 5% soit $0,05 < 0,055$. Ce qui nous amène à dire que la tendance n'est pas significative. La t-stat associée au modèle 2 (-0,528) est supérieure aux valeurs critiques de 1% (-2,492), 5% (-1, 711), 10% (-1,318). A priori, nous pouvons dire que la variable tbs contient des racines unitaires. Puisque la probabilité liée à la constance (0,366) est aussi supérieure à 5%. Ce qui nous amène à dire que la constante n'est pas significative. D'où le recours au modèle 1. Nous voyons que la probabilité liée au modèle 1 (0,478) est supérieur à 5% et encore la t-stat est supérieure au seuil de significativité de 1%, 5%, 10%.

Ce qui nous amène donc à envisager la différenciation des 3 modèles ADF afin de s'assurer que la régression ne sera pas fallacieuse ou du moins taché d'erreur.

Après la différence première de la série tch (*modèle avec constante et tendance*), nous constatons que la t-stat (-2,007) est supérieur à la valeur critique de 1% (-4,380), 5% (-3.60), 10%(-3,240). Ce qui nous amène à continuer la différenciation avec un retard compris entre 0 et 8 maximums. Des lors, la probabilité associée au trend (0,48) est supérieur à 5%. Ce qui nous amène à s'attaquer au modèle 2. Nous constatons également que la t-stat (-0,516) est supérieur à la valeur critique de 1% (-2,518), 5% (-1,721), et inférieure à 10% (1,323). Un petit espoir pour la variable, car nous avons 90% de chance de l'accepter (la probabilité qu'il n'y a pas présence de racine unitaire est de 90%). Par la suite, la valeur 0,373 est supérieure à 5%, ce qui m'autorise donc à poursuivre la démarche de stationarisation de la variable dépendante (Tbs). Jusqu'à un retard de 5 nous constatons malheureusement la présence de racine unitaires sur la variable dépendance (Tbs) et aussi la p-value associée au modèle1 (0,726) qui est supérieure à 5% ; même au-delà (5%,10%). Donc cette variable est à exclure de notre modèle.

- Variable espérance de vie (Esv)

Tableau 3 : récapitulatif du test ADF de l'espérance de vie

Esv= Esperance de vie		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
Esv	t-stat ADF	-5,812	-5,566	00
	trend+ constante	0,183	00	00
	Constante	00	0,000	00
	ni Trend, ni constante	00	00	00
	valeur critiques 1%	-4,380	-2,500	00
	valeur critiques 5%	3,600	-1,714	00
	valeur critiques 10%	-3,240	-1,319	00

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-5,812) associée à notre variable (Esv) est inférieure aux valeurs critiques de 1%,5%,10%. A cet effet, nous pouvons dire qu'il n'y a pas présence de racine unitaire. Mais nous constatons que la probabilité liée à la tendance (0.183) est supérieur 5% soit $0,05 < 0,183$. Ce qui nous amène à dire que la tendance n'est pas significative. Ce qui nous amène donc à utiliser le deuxième modèle du test d'ADF afin de choisir le meilleur modèle et la meilleure correction. La t-stat associée au modèle 2 (-2,186) est inférieure à la valeur

critique de 1%, de 5%, et de 10%. Puisque la probabilité liée à la constance (0,000) est aussi inférieur à 5%. Ce qui nous amène à dire que la constante est significative.

La variable est bonne et peut subir une régression.

- Variable nombre d'institution bancaire (Nbre inst b)

Tableau 4:recapitulatif du test ADF du Nombre d'institution bancaire

Nbre inst = Nombre d'institution bancaire		Sans différenciation			Différence		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1	Modèle3	Modèle2	Modèle1
Nbre inst.	t-stat ADF	-1,012	-1,255	-0734	-0,954	-1,482	-2,038
	trend+ constante	0,438	00	00	0,282	00	00
	Constante	00	0,256	00	00	0,208	00
	ni Trend, ni constante	00	00	0,470	00	00	0,056
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	-2,658	-4,380	-2,518	-2,660
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	-1,950	-3,600	-1,721	-1,950
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	-1,600	-3,240	-1,323	-1,600

Source: Elaborée par l'auteur

La t-stat (-1,012) associée à notre variable (nbre inst b) est supérieur aux valeurs critiques de 1%, 5%, 10%. A cet effet, nous pouvons dire qu'il y a présence de racine unitaire, on doit donc corriger cette variable. Mais nous constatons que la probabilité liée à la tendance (0.438) est supérieur 5% soit $0,05 < 0,438$. Ce qui nous amène donc à utiliser le deuxième modèle du test d'ADF afin de choisir le meilleur modèle et la meilleure correction. La t-stat associée au modèle 2 (-1,255) est supérieur à la valeur critique de 1% ,5% et de 10%. A priori, nous pouvons dire qu'il y'a présence de racine unitaire. Puisque la probabilité liée à la constance (0,2562) est aussi supérieure à 5%. Nous voyons que la probabilité liée au modele1 (0,470) est supérieur à 5% et encore la t-stat est supérieure au seuil de significativité de 1%, 5%, 10%. Après avoir différencier le modèle 3, le modèle 2 et le modèle 1, il a fallu finalement jusqu'à un retard de 2 pour valider l'absence de racine unitaire sur la variable indépendance et aussi la p-value associée au modèle1 (0,056) qui est supérieur à 5%. En introduisant cette variable dans mon modèle, nous courons le risque d'avoir une mauvaise régression ; il convient alors de l'exclure du modèle.

- Variable ratio de liquidité (rli)

Tableau 5: récapitulatif du test ADF du Ratios de liquidité

rli= Ratios de liquidité		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
rli	t-stat ADF	-4,193	-3 ,001	00
	trend+ constante	0,017	0 ,00	00
	Constante	0,00	0,006	00
	ni Trend, ni constante	0,00	0.00	00
	valeur critiques 1%	-4,371	-1,318	00
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	00
	valeur critiques 10%	-3,238	-2,492	00

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-4,193) associée à notre variable (rli) est supérieur aux valeurs critiques de 1% (-4,371). Elle est aussi inférieure aux valeurs critiques de 5% (-3,596) et de 10% (-3,238). A cet effet, nous pouvons prendre le risque pour dire qu'il n'y a présence de racine unitaire. Nous remarquons également $0,05 > 0,017$. Ce qui nous amène à dire que la tendance est significative. La variable peut être mise dans le modèle sans courir le risque d'une régression fallacieuse. Pour le confirmer, il a fallu le test du deuxième modèle ADF.

- Variable Ratios de risque (rri)

Tableau 6: récapitulatif du test ADF du Ratios de risque

Rri = Ratio de risque		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
rri	t-stat ADF	-3,518	-3,278	-2,674
	trend+ constante	0,225	00	00
	Constante	00	0,083	00
	ni Trend, ni constante	00	00	0,013
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	-2,658
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	-1,950
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	-1,600

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-3,518) associée à notre variable (rri) est supérieur aux valeurs critiques de 1% et est inférieure aux valeurs critiques de 5% (-3,596) et de 10% (-3,238). Mais nous constatons que

La probabilité liée à la tendance (0,225) est supérieure 5% soit $0,05 < 0,225$. Ce qui nous amène à dire que la tendance n'est pas significative. La t-stat associée au modèle 2 (-3,278) est inférieure aux valeurs critiques de 1% (-2,492), 5% (-1,711) et de 10% (-1,318). A priori, la variable (rri) n'a pas de racine unitaire au seuil de 1%, de 5% et 10% ; Puisque la probabilité liée à la constance (0,083) est aussi supérieure à 5%. Ce qui nous amène à dire que la constante n'est pas significative. Nous voyons que la probabilité liée au modèle 1 (-2,674) est inférieure aux valeurs critiques de 1% (-2,658) de 5% (-1,950) et de 10% (-1,600).

La variable est bonne. 0,013 étant inférieur 0,05 Ce qui nous amène donc à nous limiter sur le processus de stationarisation.

- Variable taux de bancarisation élargi (tbe)

Tableau 7: récapitulatif du test ADF du taux de bancarisation élargi

tbe= taux de bancarisation élargi		Sans différenciation			Différence		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1	Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tbe	t-stat ADF	-1,699	00	00	-1,262	00	00
	trend+ constante	0,041	00	00	0,242	00	00
	Constante	00	00	00	00	00	00
	ni Trend, ni constante	00	00	00	00	00	00
	valeur critiques 1%	-4,371	00	00	-4,380	00	00
	valeur critiques 5%	-3,596	00	00	-3,600	00	00
	valeur critiques 10%	-3,230	00	00	-3,240	00	00

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-1,699) associée à notre variable (tbe) est supérieure aux valeurs critiques de 1%, 5%, 10%. A cet effet, nous pouvons dire qu'il y a présence de racine unitaire, on doit donc corriger la variable (tbe). Mais nous constatons que la probabilité liée à la tendance (0,041) est inférieure 5% soit $0,05 > 0,041$. Ce qui nous amène à dire que la tendance est significative. Nous allons procéder directement à la différenciation. Jusqu'à un retard de 5 mais nous déplorons malheureusement que la variable tbe mérite d'être extraire du modèle.

- Variable taux de croissance (tcr)

Tableau 8: récapitulatif du test ADF du Taux de croissance

tcr= Taux de Croissance		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tcr	t-stat ADF	-2,845	-2,253	-2,292
	trend + constante	0,115	00	00
	Constante	00	0,749	00
	ni Trend, ni constante	00	00	0,031
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	-2 ,658
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	-1,950
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	-1,600

Source : Elaboré par l'auteur

Nous voyons que la probabilité liée au modele1 (0, 189) est supérieur à 5% et encore la t-stat est supérieure au seuil de significativité de 1%, 5%, 10%.

Nous voyons que la probabilité liée au modèle 1 est de -2,292 qui est inférieur aux valeur critiques de 5%, 10% et supérieure à la valeur critique de 1%.

Nous pouvons nous arrêter à ce niveau et conclure que la variable Tcr peut être traitée sans crainte d'une régression fallacieuse.

- Variable taux d'épargne (tep)

Tableau 9: récapitulatif du test ADF du taux d'épargne

tep= taux d'épargne		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tep	t-stat ADF	-2,106	-2,051	00
	trend+ constante	0,546	00	00
	Constante	00	0,034	00
	ni Trend, ni constante	00	00	00
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	00
	valeur critiques 5%	-3,596	-1.711	00
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	00

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-2,106) associée à notre variable (tep) est supérieur aux valeurs critiques de 1%, 5%, 10%. A cet effet, nous pouvons dire qu'il y a présence de racine unitaire, on doit donc corriger la variable tep. La correction de la variable tep passe nécessairement par la différentiation en tenant compte du nombre de retard qui doit être fait avec doigter. Mais nous constatons que La probabilité liée à la tendance (0.546) est supérieur 5% soit $0,05 < 0,546$. Ce qui nous amène à dire que la tendance n'est pas significative. Ce qui nous amène donc à utiliser le deuxième modèle du test d'ADF afin de choisir le meilleur modèle et la meilleure correction. La t-stat associée au modèle2 (-2,051) est supérieure à la valeur critique de 1% (-2, 492), 5% (-1,711) et de 10% (-1,318). La variable tep est à exclure du modèle. Puisque la probabilité liée à la constance(0,034) est inférieur à 5%. Alors nous sommes amenés à dire que la constante est significative.

- Variable Taux d'endettement extérieur (tex)

Tableau 10: récapitulatif du test ADF du Taux d'endettement extérieur

tex= Taux d'endettement extérieur		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tex	t-stat ADF	-,614	00	00
	trend+ constante	-0,003	00	00
	Constante	00	00	00
	ni Trend, ni constante	00	00	00
	valeur critiques 1%	-4,371	00	00
	valeur critiques 5%	-3,596	00	00
	valeur critiques 10%	-3,238	00	00

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-3,614) associée à notre variable (Tex) est supérieur aux valeurs critiques de 1% et est inférieur aux valeurs critiques de 5% et de 10%. A cet effet, il n'y a pas présence de racine unitaire, on doit corriger la variable tex s'avérerait inutile. Mais nous constatons que La probabilité liée à la tendance (0.003) est inférieur à 5% soit $0,05 > 0,003$. Ce qui nous amène à dire que la tendance est significative. La variable tex est stationnaire.

- Variable taux d'inflation (Tinf)

Tableau 11: récapitulatif du test ADF du taux d'inflation

Tinf = Taux d'inflation		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tinf	t-stat ADF	-3,921	-3,706	00
	trend+ constante	0,248	00	00
	Constante	00	0,046	00
	ni Trend, ni constante	00	00	00
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	00
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	00
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	00

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-3,921) associée à notre variable (tinf) est supérieur aux valeurs critiques de 1% et inférieur aux valeurs critiques de 5% et 10%. Mais nous constatons que La probabilité liée à la tendance (0,248) qui est largement supérieur 5% soit $0,05 < 0,248$. La t-stat associée au modèle 2 (-3,706) est inférieure à la valeur critique de 1% (-2,452), 5% (-1,711) et de 10% (-1,318). Puisque la probabilité liée à la constance (0,046) est inférieur à 5%. C'est la règle d'arrêt, pas de recourt au modèle 1, ni de différenciation. La variable est stationnaire.

- Variable taux d'investissement (tinvs)

Tableau 12: récapitulatif du test ADF du taux d'investissement

Tinvs = taux d'investissement		Sans différenciation			Différence		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1	Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tinvs	t-stat ADF	-1,548	-0,969	0,718	-1,858	-1,274	0,973
	trend+ constante	0,205	00	00	0,176	00	00
	Constante	00	0,223	00	00	0,141	00
	ni Trend, ni constante	00	00	0,480	00	00	0,386
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	-2,658	-4,380	-2,518	0,973
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	-1,950	-3,600	-1,721	-2,660
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	-1,600	-3,240	-1,323	-1,600

Source : Elaboré par l'auteur

Nous constatons également que la t-stat (-1,274) du modèle 2 en différence est supérieur à la valeur critique de 1% (-2,518), 5% (-1,721), et inférieure à 10% (1,323).

Un petit espoir pour la variable, car nous avons 90% de l'accepter (*la probabilité qu'il n'y a pas présence de racine unitaire est de 90%*). Par la suite, la valeur 0,141 est supérieure à 5%, ce qui m'autorise donc à poursuivre la démarche de stationarisation de la variable dépendante (Tch). Ce qui nous amène à s'attaquer au modèle 1. Malgré que nous avons utilisé Jusqu'à un retard de 7, nous faisons la conclusion selon laquelle la variable *tin* risquera de biaiser notre modèle. Il sera donc judicieux de l'extraire du modèle.

- Variable taux moyen des prêts (tmp)

Tableau 13: récapitulatif du test ADF du taux moyen des prêts

tmp= Taux moyen des prêts		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tmp	t-stat ADF	-5,010	-3,784	00
	trend+ constante	0,014	00	00
	Constante	00	0,007	00
	ni Trend, ni constante	00	00	00
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	00
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	00
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	00

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-5,010) associée à notre variable (tmp) est inférieure aux valeurs critiques de 1%, 5%, 10%. A cet effet, nous pouvons dire qu'il n'y a pas présence de racine unitaire, on ne doit donc pas corriger la variable tmp. Mais nous constatons que La probabilité liée à la tendance (0.14) est supérieur 5% soit $0,05 < 0,14$. Ce qui nous amène à dire que la tendance n'est pas significative. La t-stat associée au modèle2 (-3,784) est inférieure a la valeur critique de 1% (-2.492), 5% (-1, 711), 10% (-1,318). A priori, la variable tmp n'a pas de racine unitaire. Puisque la probabilité liée à la constance (0,007) est aussi inférieure à 5%. Ce qui nous amène à dire que la constante est significative.

- Variable taux de pression fiscale (tpf)

Tableau 14: récapitulatif du test ADF du taux de pression fiscale

tpf= taux de pression fiscale		Sans différenciation		
		Modèle3	Modèle2	Modèle1
Tpf	t-stat ADF	-3,650	-3,329	00
	trend+ constante	0,183	00	00
	Constante	00	0,003	00
	ni Trend, ni constante	00	00	00
	valeur critiques 1%	-4,371	-2,492	00
	valeur critiques 5%	-3,596	-1,711	00
	valeur critiques 10%	-3,238	-1,318	00

Source : Elaboré par l'auteur

La t-stat (-3,650) associée à notre variable (tpf) est supérieure à la valeur critiques de 1% (-4,371) et est inférieure aux valeurs critique respectivement de 5% (-3,596) et 10% (-3,238) nous prenons le risque de dire qu'il n'y a pas de racine unitaire. La t-stat associée au modèle2 (-3,329) est inférieure à la valeur critique de 1% (-2,492), 5% (-1,711) et de 10% (-1,318). A priori, nous pouvons dire qu'il y a présence de racine unitaire.

Après avoir effectué les tests de stationnarités, nous retenons que huit (8) variables sont stationnaires ; il s'agit du ratio de liquidité (rli), du ratio de risque (rri), du taux d'endettement extérieur, du taux de croissance (tcr) du taux d'investissement (tin), du taux de bancarisation élargie (tbe), du taux de pression fiscale (tpf), de l'Espérance de vie (Es v), du taux moyen de prêt, du taux d'inflation et du taux de chômage lui-même.

b. Tests colinéarités

Deux techniques sont habituellement utilisées aux choix : la réalisation d'une matrice des corrélations et le calcul des Vifs (« Variance Inflation Factors »). Comme mentionner plus haut, nous allons utiliser le calcul des Vifs. Il consiste donc à régresser chacune des variables explicatives sur les autres. En effectuant le calcul $(1 - R^2)$ à partir de chacune des régressions opérées, il est alors possible de savoir quelle part de la variance d'une variable explicative est indépendante des autres variables explicatives, le calcul $(1 / (1 - R^2))$ permettant alors d'obtenir une statistique « VIF » pour chaque variable. Selon Chatterjee, Hadi et Price (2000) un problème de multi colinéarité est relevé dès lors qu'un VIF présente une valeur supérieure ou égale à 10 et/ou lorsque la moyenne des Vifs est supérieure ou égale à 2 (Bourmont 2012).

Tableau 15: récapitulatif du test de multi colinéarité

Variables	Vif 1	Variables	Vif 2	Variables	Vif 3	Variables	Vif 4	Variable	Vif 5
Rli	14.17	Tex	4.62	tcr	3.91	Tinv	2.05	Tinf	1.09
Rri	9.69	Tcr	4.36	Tinv	3.45	Tbe	1.96	tpf	1.09
Tex	4.91	Tinv	3.45	tbe	2.22	tpf	1.51	rri	1.02
Tcr	4.48	Tbe	3.08	tpf	2	tmp	1.47	Esp	1.01
Tinv	3.92	Rri	2.08	tmp	1.47	Es v	1.24	Moyenne	1.05
Tbe	3.38	Tpf	2.00	Esp v	1.24	rri	1.21		
Tpf	2.01	Tmp	1.48	rri	1.23	tinf	1.13		
Evs	1.74	Esv	1.33	Tinv	1.20	Moyenne	1.51		
Tmp	1.48	Tinf	1.23	moyenne	2.09				
Tinf	1.24	Moyenne	2.63						
moyenne	4.70								

Sources: Elaboré par l'auteur

Le test de racines unitaires nous ont permis de conserver 10 variables indépendantes parmi les 14 variables ; ces 10 variables de gauche présentent moins de risque dans le processus de régression. A la suite de ce test, nous avons introduire le test de multi colinéarité pour prendre en compte les variables qui représentent les mêmes réalités économiques ; dit autrement, conserver les variable les plus pertinentes économiquement dans le sens d'expliquer la relation chômage-intérêt. A sortir de ces deux tests, nous avons retenus 7 variables susceptibles d'expliquer le taux de chômage. Outre ces deux tests, nous avons tenu compte de *l'hypothèse selon laquelle le ratio nombre d'observation / nombre de regressueur soit supérieur à 5. La vérification de cette hypothèse nous permet de retenir que :

- Taux d'inflation (tinf)
- Le taux de pression fiscal (tpf)
- Ratio de risque (rri)
- Espérance de vie (Esp v)

Après avoir défini les variables expliqués et explicatives, nous pouvons alors présenter le modèle simpliste comme suit :

$$Tch = \beta_0 + \beta_1 Tinv + \beta_2 Tpf + \beta_3 rri + \beta_4 Esp v + \varepsilon \quad (5)$$

CHAPITRE 3 : RESULTATS ET DISCUSSIONS

Les variables de droite et de gauche étant connues, les techniques et méthodes étant définies, nous allons procéder à notre régression afin d'en sortir des résultats qui feront l'objet d'une analyse.

I. RESULTATS DE LA REGRESSION

Cette partie consacre le résultat issu du modèle MCO avec cinq variables dont une dépendante (Tch) et les quatre autres indépendantes (Tinv, Tpf, rri, Esp V). Nous constatons qu'en dehors du coefficient lié au taux de pression fiscal qui est négatif, les autres coefficients sont tous positifs ; à cela s'ajoute un ajustement relativement bon des variables (R-carré est compris entre 0 et 1). Le tableau ci-dessous présente donc le résultat de notre régression.

Tableau 16: récapitulatif de la régression MCO du modèle

régressions de Tch en f (Tpf, Tinf, rri, Esp v)			
Nombre d'observation = 30			
Fisher(4,23) = 4,74			
Probabilité de Fisher = 0,0062			
R-carré = 0,451			
R-carré ajusté = 0,356			
Variables indépendantes	coefficient	t	p> t
Tpf	-0,131	-1,04	0,307
Tinf	0,074	1,79	0,087
Rri	0,022	3,66	0,001
Esp v	0,056	1,51	0,145
Constante	3,161	1,2	0,242

Source : Elaboré par l'auteur

Il ressort aussi de l'estimation que la statistique de Fisher associé à notre modèle est inférieure à 5% soit $0.0062 < 0.05$. Quant au R-carré et au R-carré ajusté, ils ont des valeurs respectifs ; soit respectivement $0 < 0.4516 < 1$ et $0 < 0.3565 < 1$.

II. INTERPRETATION ET DISCUSSION DES RESULTATS

D'après les tests économétriques effectués, le modèle pouvait subir une régression sans de risques majeurs puisque les variables qui causaient les biais à notre régression ont été retirées. Ceci dit, le modèle est globalement significative (le Fisher < 5%), car le Fisher associé au modèle est de 0,0062 ; inférieur au seuil de significativité de Fisher qui est de 5%. En ce qui concerne la significativité individuelle, nous voyons que tous les régresseurs sont, de manière individuelle significative aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs de R- Carrée (0.4518) et de R- carrées ajusté (0.3565) montrent que l'ensemble des régresseurs choisies du modèle théorique, a bien une influence sur la variable expliquée. La régression finale se présente comme suit :

$$\mathbf{Tch = 3.1616 - 0.1371 Tpf + 0.0743 Tinf + 0.0220 Rri + 0.0566 Es v + \varepsilon}$$

A l'issu de cette régression, nous pouvons regrouper les variables indépendantes en deux groupes ; celles qui sont positivement corrélées aux taux de chômage et celles qui sont négativement corrélées au taux de chômage.

Pour le premier, il ressort que lorsque le taux d'inflation augmente d'une unité, le taux de chômage progresse de 0.07 (soit de 7%) point. Or selon la théorie initiée par Alban William Phillips, économiste néo-zélandais du XXème siècle, il existe une relation négative entre taux de chômage et taux d'inflation. C'est-à-dire que lorsque le chômage diminue, les salaires augmentent plus vite, et les prix à leur suite. Mais cette interprétation du constat de Phillips a montré ses limites dès les années 1970 durant la crise du pétrole (principale ressources financières américaine) durant laquelle nous avons connu à la fois une forte montée de l'inflation et du chômage (Canada 2018). De ce fait, L'augmentation prolongée du niveau général des prix, dû aux couts de production qui augmentent plus vite que la productivité incite les entreprises à augmenter les prix de vente. Lorsque le cout des matières premières augmente, l'entreprise a tendance à les récupérer sur le prix de vente, ce qui rend le niveau général plus élevé (inflation). Aussi, cette augmentation aura une incidence sur la capacité même des entreprises à recruter (suppression de poste de travail), car limités financièrement. Lorsque le coût de la main d'œuvre augmente, dû au développement de la technologie (la caméra de surveillance substitue les vigiles, par exemple) alors nous avons une augmentation du nombre de chômeur. En ce qui concerne le loyer des fonds (taux d'intérêt), qui en réalité est lié à tous les autres facteurs de production, lorsqu'il est trop élevé les entreprises n'auront pas accès à ces fonds. D'un autre côté, si les entreprises ont accès à ces fonds, elles vont les récupérer soit au niveau du salaire (en fixant un salaire bas ; éjection des travailleurs qui

conduit au chômage) soit sur l'augmentation du niveau général des prix qui conduit à l'inflation.

Quant à la variable ratios de risque, son augmentation d'une unité entraîne une augmentation de 0.022 point. Ce sont les banques commerciales et /ou d'investissements qui financent les projets d'investissement, ceterus paribus. Lorsque celles-ci ont un fort risque d'insolvabilité, alors leur activité de financement de projet va s'estomper provoquant ainsi la faillite de ces institutions financières. Cela vient confirmer l'étude réalisé par Michel Boutillie (Michel Boutillier 1992) pour montrer le risque de faillite des entreprises de crédits pour risque d'insolvabilité. De ce fait, la production va diminuer et entraîner un chômage élevé.

Si l'on retient l'hypothèse selon laquelle tous ceux qui vivent doivent travailler, alors lorsque l'espérance de vie augmente d'une unité, le chômage diminue également d'environ 5%.

Pour le deuxième cas de figure, il ressort que seul le taux de pression fiscale (Tpf) qui a un coefficient négatifs ; c'est-à-dire que lorsque le taux de pression fiscale augment d'un point, le taux de chômage diminue de 0.1317 point. Or selon l'économiste ultra libéral Arthur Laffer (1941), lorsqu'un Etat exerce trop de pression fiscale sur les entreprises cela peut et même amène celles-ci à truquer sur leur bilan financier d'où la diminution des recettes fiscales. Ceci dit, lorsqu'un Etat exerce une certaine pression fiscale, cela va créer une réorientation des entreprises dans le secteur informel. Ces entreprises exerçant dorénavant en informel, vont recruter les ouvriers tout en ne les déclarant pas à la CNPS, par exemple. Or, en côte d'ivoire 93,6% (ENSESI, 2016) des travailleurs exercent des activités informelles, ce qui les extrait du nombre des chômeurs, d'où la diminution du taux de chômage.

Au départ, plusieurs hypothèses ont été émises afin de montrer l'impact de la variation des taux d'intérêts bancaires sur le chômage des jeunes en côte d'ivoire. L'hypothèse principale de notre étude était donc de vérifier si le chômage en Côte d'Ivoire était influencé par des facteurs institutionnels liés au marché de travail et par des facteurs macroéconomiques et financiers. Lesquels seraient à l'origine de la non-stationnarité des taux d'intérêts sur le marché bancaire impactant significativement ou non le chômage. Il ressort que cette hypothèse est vérifié, car le taux d'inflation, le taux de pression fiscale et l'espérance de vie ; via le taux d'intérêt ont des effets sur le chômage en côte d'ivoire. En ce qui concerne l'hypothèse spécifique, qui concerne l'environnement propre du milieu bancaire, nous pouvons dire que cette hypothèse est vérifiée. Car la variable ratio de risque impacte significativement le taux de chômage en côte d'ivoire. A cela s'ajoute une mauvaise transmission de la politique monétaire qui est à l'origine de la persistance du chômage sans oublier l'environnement propre du milieu bancaire qui est aussi défavorable aux entreprises a besoin de financement.

CONCLUSION

La réduction du taux de chômage dans toute l'étendue du territoire national s'inscrit dans les grands projets de développement social et économique de la Côte d'Ivoire. En effet, cette réduction ne peut être effective sans la contribution significative des institutions monétaires. Celles-ci, par le biais de des banques de commerciales et/ou d'investissement interagissent dans le milieu du travail en fixant des fourchettes auxquelles les taux ne doivent excéder. Ainsi, pour comprendre l'impact de de la variation des taux d'intérêts sur le chômage des jeunes, nous nous sommes fixés comme objectif de comprendre l'impact de la variation des taux des prêts sur la capacité des entreprises à absorber le maximum de chômeur en Côte d'Ivoire. A l'issue de notre travail, nous avons constaté que le taux d'inflation (tinf), le ratio de risque (rri), l'espérance de vie (Es v) sont positivement corrélé avec le chômage; C'est-à-dire qu'il existe une relation positive entre ces variables et le taux de chômage. A côté, seul le taux de pression fiscal (tpf) qui varier dans le sens contraire que le taux de chômage en côte d'ivoire. Ce qui nous amène à acquiescer et sans hésitation que les variables macroéconomiques, financière et relatives au milieu du travail via le taux d'intérêt affectent le chômage en Côte d'Ivoire.

IMPLICATIONS DE POLITIQUE

Le sujet soumis à notre analyse était de voir les variations de taux d'intérêt qui seraient susceptible d'affecter le chômage en Côte d'Ivoire. De nos résultats et analyses, nous formulons les implications de politiques suivantes :

Il va s'agir pour l'Etat de Côte d'Ivoire de :

- Faciliter l'accès de crédit aux jeunes en rendant moins contraignant le processus d'acquisition de prêts;
- Améliorer le climat des affaires du milieu bancaire en réduisant le risque d'insolvabilité des banques, et ce en étant actionnaires dans ces différentes banques ;
- Diminuer la pression fiscale et permettre la création de plusieurs entreprises pourvoyeuses d'emploi.

REFERENCES

- BCEAO.(2018), «Annuaire Statistique 2018.» *www.bceao.int*. 2018. <http://www.bceao.int> (accès le Septembre Samedi, 2018).
- Blanchard O, Wolfers J.(2000), «The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment : the aggregate evidence.» *Economic Journal*, Page 1-33.
- Bourmont, De Marc.(2012), «La résolution d'un problème de multicolinéarité au sein des études portant sur les déterminants d'une publication volontaire d'informations : proposition d'un algorithme de décision simplifié basé sur les indicateurs de Belsley, Kuh et Welsch (1980).» *Comptabilités et innovation, Grenoble, France*, pp.cd-rom.
- Banque nationale du Canada (2017), «*courbe de phillips*». <https://www.moneystore.be/2018/faq/questce-courbe-phillips-o-eston-aujourd'hui>.
- Coffinet, Jerome (2016), «Ratios de Sacrifice et Rigidités sur le marché du Travail.» *Bulletin de la banque de france*, pp. 59-75.
- Combe, Emmanuel (1998), «la <<main invisible de l'Etat>>.» *Précis d'économie*, pp.203-246.
- FMI. (2017), «www.internationalmonetaryfund.org.» *www.internationalmonetaryfund.org*. 2018.http://www.imf.org/external/datamapper/NGDP_RPCH@WEO/OEMDC/ADVEC/WEOWORLD?year2017.
- Hayet Dami, Abdelfatteh Bouri. (2017), «Les déterminants internes qui évaluent la performance des banques islamiques : cas de la zone de Moyen Orient et Afrique du Nord.» *elsevier*, pp. 92-103.
- Lahcène, Bouriche.(2012), «Les déterminants du chômage en Agérie: une analyse économétrique(1980-2009).» *Algerie: Université AbouBekr Belkaid- Tlemcen*, pp.150-160.
- Lahcène, Bouriche.(2012), «Les déterminants du chômage en Algérie : une analyse économétrique (1980-2009).» *Algérie: Université AbouBekr Belkaid- Tlemcen*, pp. 40-50.
- Michel Boutillier, Sabine Deranger (1992), «Le taux du credit accordé aux entreprises française : couts operatoires des banques et prime de risque de defau.» *Sciences Po University Press*, pp.363-381.
- Milshkin, Frederic (1996), « *Les Canaux de Transmission Monetaires: leçons pour une politiques monetaires.* » *Bulletin de la Banque de France – N° 27*,

Plane, Mathieu (2012), «Évaluation de L'impact Économique du Crédit d'Impôt pour la Compétitivité et l'Emploi (CICE).» *Revue de l'OFCE*, 2012/7 N° 126, pp. 141-153.

Rosenwald, Fabienne (1995), «L'influence de le sphère financière sur la sphère réelle : les canaux de crédits.» *Bulletin de la banque de France*, pp. 121.

Rosenwald, Fabienne (1995), «*L'influence de la sphère financière réelle: les canaux de credits.* » Direction des Études économiques et de la Recherche,

Rosenwald, Fabienne (1995), « L'influence de la sphère financière sur la sphère réelle : les canaux de crédit.» *Bulletin de la banque de france*, pp.105-118

Ministère de l'Emploi et de la Protection social (2017), « *Tableau de Bord emploi.* Direction Générale de l'Emploi. »

World Bank (2018), «www.worldbank.org.»

[www.worldbank.org.https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/30326/211296FR.pdf](https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/30326/211296FR.pdf).— «www.worldbank.org.» www.banquemondiale.org/. 2018.
www.banquemondiale.org/.

ANNEXES

Annexe 2 : VERIFICATION DE LA VARIABLES

Vérification de la variable dépendante thc

✓ **Modèle 3 (ADF)**

. dfuller thc, trend regress lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.716	-4.371	-3.596

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2296

D.tch	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tch						
L1.	-.4844478	.1783844	-2.72	0.012	-.853464	-.1154316
_trend	-.0417627	.0273284	-1.53	0.140	-.0982957	.0147704
_cons	2.842822	1.190178	2.39	0.026	.3807521	5.304892

✓ **Modèle 2 (ADF)**

. dfuller thc, drift regress lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.186	-2.492	-1.711

p-value for Z(t) = 0.0194

D.tch	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tch						
L1.	-.3259508	.1491171	-2.19	0.039	-.6337134	-.0181882
_cons	1.396019	.7410339	1.88	0.072	-.1333999	2.925437

✓ Modèle 2

. dfuller tch, drift regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 24

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.657	-2.518	-1.721

p-value for Z(t) = 0.0562

D.tch	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tch						
L1.	-.2994427	.180737	-1.66	0.112	-.675306	.0764205
LD.	-.2152462	.2117455	-1.02	0.321	-.6555951	.2251027
_cons	1.197165	.8974689	1.33	0.197	-.6692234	3.063554

✓ Modèle 1

. dfuller tch, noconstant regress lags(7)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 12

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.621	-2.660	-1.950

D.tch	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tch						
L1.	-.1626469	.0351986	-4.62	0.010	-.2603738	-.06492
LD.	-.5315977	.1163537	-4.57	0.010	-.8546473	-.2085481
L2D.	-.2772616	.1139316	-2.43	0.072	-.5935866	.0390633
L3D.	-.0693257	.1152813	-0.60	0.580	-.389398	.2507465
L4D.	-.2872165	.11754	-2.44	0.071	-.6135599	.0391269
L5D.	-.3563058	.1363647	-2.61	0.059	-.734915	.0223034
L6D.	-.2516104	.1862759	-1.35	0.248	-.7687953	.2655745
L7D.	-.2729734	.1860549	-1.47	0.216	-.7895445	.2435978

VERIFICATION DES VARIABLES INDEPENDANTES

VERIFICATION DE LA VARIABLES Tbs

✓ Modele3

. dfuller t_bs, trend regress lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.923	-4.371	-3.596

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6429

D.t_bs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
t_bs						
L1.	-.2363462	.122929	-1.92	0.067	-.4906442	.0179517
_trend	.0772232	.0381996	2.02	0.055	-.0017987	.1562452
_cons	.2599545	.4837544	0.54	0.596	-.7407677	1.260677

✓ Modele2

. dfuller t_bs, drift regress lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-0.528	-2.492	-1.711

p-value for Z(t) = 0.3012

D.t_bs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
t_bs						
L1.	-.043481	.0823566	-0.53	0.602	-.2134567	.1264947
_cons	.4634334	.5026751	0.92	0.366	-.5740371	1.500904

✓ Modele1

. dfuller t_bs, noconstant regress lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	0.720	-2.658	-1.950	-1.600

D.t_bs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
t_bs					
L1.	.0251956	.0350166	0.72	0.478	-.0469225 .0973137

Différentiations

✓ modèle 3

. dfuller t_bs, trend regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 24

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.007	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5975

D.t_bs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
t_bs					
L1.	-.2865957	.1427802	-2.01	0.058	-.58443 .0112386
LD.	.0414116	.2127011	0.19	0.848	-.4022751 .4850982
_trend	.0938803	.0446145	2.10	0.048	.0008161 .1869444
_cons	.2685196	.5401106	0.50	0.624	-.8581313 1.395171

✓ Modele2

. dfuller t_bs, drift regress lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 24

Z(t)	Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-0.516	-2.518	-1.721	-1.323

p-value for Z(t) = 0.3057

D.t_bs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
t_bs						
L1.	-.0483959	.0938519	-0.52	0.611	-.2435716	.1467799
LD.	-.0086127	.2279677	-0.04	0.970	-.4826975	.4654722
_cons	.517775	.5683452	0.91	0.373	-.6641635	1.699714

✓ Modele1

. dfuller t_bs, noconstant regress lags(5)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 16

Z(t)	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	0.362	-2.660	-1.950	-1.600

D.t_bs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
t_bs						
L1.	.0311201	.0860081	0.36	0.725	-.160518	.2227582
LD.	-.1018078	.3333596	-0.31	0.766	-.8445792	.6409637
L2D.	.1132609	.3278215	0.35	0.737	-.6171709	.8436926
L3D.	-.1571593	.3167727	-0.50	0.631	-.8629729	.5486543
L4D.	-.0838735	.3353027	-0.25	0.808	-.8309745	.6632275
L5D.	-.0318586	.3376597	-0.09	0.927	-.7842114	.7204942

VERIFICATION DE LA VARIABLES Esv

✓ Modèle3

```
. dfuller Es_v, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 25

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.812	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

D.Es_v	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Es_v						
L1.	-1.250441	.2151561	-5.81	0.000	-1.696648	-.8042348
_trend	-.2044029	.1485607	-1.38	0.183	-.5124988	.1036931
_cons	64.01587	11.49818	5.57	0.000	40.17011	87.86163

VERIFICATION DE LA VARIABLES nombre d'instituts bancaire

✓ Modèle3

```
. dfuller nbre_inst_r, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.012	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9425

D.nbres_inst_r	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
nbres_inst_r						
L1.	-.1414559	.1397618	-1.01	0.322	-.4305752	.1476635
_trend	-.131483	.1665419	-0.79	0.438	-.4760011	.2130352
_cons	11.64023	9.911651	1.17	0.252	-8.863579	32.14405

VERIFICATION DE LA VARIABLES nombre d'instituts bancaire

✓ Modele3

```
. dfuller rli, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.193	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0046

D.rli	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rli						
L1.	-.860736	.2052647	-4.19	0.000	-1.285358	-.4361137
_trend	-3.430998	1.330418	-2.58	0.017	-6.183177	-.67882
_cons	91.62557	30.464	3.01	0.006	28.60598	154.6452

VERIFICATION DE LA VARIABLES ratios de risque

✓ Modèle 3

```
. dfuller r_ri, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.518	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0375

D.r_ri	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
r_ri						
L1.	-.6744086	.191719	-3.52	0.002	-1.07101	-.2778076
_trend	-.9402886	.7535111	-1.25	0.225	-2.499045	.6184678
_cons	32.76266	16.89065	1.94	0.065	-2.178322	67.70363

VERIFICATION DE LA VARIABLES tbe

✓ Modele3

```
. dfuller t_be, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.699	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7515

D.t_be	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
t_be						
L1.	-.1872416	.1102389	-1.70	0.103	-.4152881	.0408048
_trend	.1358123	.0626278	2.17	0.041	.0062568	.2653678
_cons	1.279662	1.166013	1.10	0.284	-1.132419	3.691743

Différentiation

✓ Modele3

```
. dfuller t_be, trend regress lags(5)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 16

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.262	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8970

D.t_be	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
t_be					
L1.	-.4639036	.3675593	-1.26	0.242	-1.311497 .3836898
LD.	.4905648	.3470853	1.41	0.195	-.3098154 1.290945
L2D.	-.0510268	.3457842	-0.15	0.886	-.8484067 .7463531
L3D.	.0197516	.3191226	0.06	0.952	-.7161465 .7556496
L4D.	-.0975154	.3035898	-0.32	0.756	-.7975948 .602564
L5D.	.2596243	.3346524	0.78	0.460	-.5120856 1.031334
_trend	.2865531	.2185647	1.31	0.226	-.2174581 .7905642
_cons	2.750896	2.722736	1.01	0.342	-3.527746 9.029537

VERIFICATION DE LA VARIABLES tcr

✓ Modèle 3 tcr

```
. dfuller tcr, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.845	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1808

D.tcr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tcr					
L1.	-.5519432	.1939828	-2.85	0.009	-.9532272 -.1506591
_trend	.1605029	.0979366	1.64	0.115	-.0420943 .3631002
_cons	-2.397616	1.749129	-1.37	0.184	-6.015964 1.220733

VERIFICATION DE LA VARIABLE tpe

✓ Modele3

```
. dfuller tep, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.106	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5429

D.tep	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tep					
L1.	-.3061661	.1453987	-2.11	0.046	-.6069463 -.005386
_trend	.0548991	.0894922	0.61	0.546	-.1302296 .2400278
_cons	5.367866	2.592371	2.07	0.050	.0051386 10.73059

VERIFICATION DE LA VARIABLE *tex*

✓ **Modele3**

```
. dfuller T_ex, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.614	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0287

D.T_ex	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
T_ex						
L1.	-.7201746	.1992972	-3.61	0.001	-1.132452	-.3078969
_trend	-2.9291	.8719334	-3.36	0.003	-4.732832	-1.125368
_cons	96.09555	28.33198	3.39	0.003	37.48638	154.7047

VERIFICATION DE LA VARIABLE *tex*

✓ **Modèle3**

```
. dfuller tinf, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.921	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0114

D.tinf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tinf						
L1.	-.7986002	.2036909	-3.92	0.001	-1.219967	-.3772334
_trend	-.1508064	.1271445	-1.19	0.248	-.4138248	.1122121
_cons	5.470384	2.659732	2.06	0.051	-.0316898	10.97246

VERIFICATION DE LA VARIABLE *tinv*

✓ **Modele3**

```
. dfuller Tinv, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.548	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8121

D.Tinv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Tinv						
L1.	-.2251237	.1454098	-1.55	0.135	-.5259268	.0756794
_trend	.0886737	.0680391	1.30	0.205	-.0520759	.2294233
_cons	1.799156	1.53811	1.17	0.254	-1.382668	4.980979

VERIFICATION DE LA VARIABLE tmp

✓ Modèle 3

```
. dfuller tmp, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.010	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0002

D.tmp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tmp						
L1.	-1.039448	.2074852	-5.01	0.000	-1.468663	-.610232
_trend	-.1457654	.0546159	-2.67	0.014	-.2587471	-.0327837
_cons	5.461417	1.399531	3.90	0.001	2.566265	8.356568

VERIFICATION DE LA VARIABLE Tpf

✓ Modele3

```
. dfuller tpf, trend regress lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.650	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0259

D.tpf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tpf						
L1.	-.6991091	.1915508	-3.65	0.001	-1.095362	-.3028561
_trend	-.053956	.0392769	-1.37	0.183	-.1352066	.0272945
_cons	12.00009	3.30889	3.63	0.001	5.155126	18.84505

Régression du modèle

```
. tsset variables_années, yearly
      time variable: variables_années, 1987 to 2018, but with gaps
      delta: 1 year

. regress tch tpf tinf r_ri Es_v
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	28
Model	21.6597424	4	5.4149356	F(4, 23)	=	4.74
Residual	26.27692	23	1.14247478	Prob > F	=	0.0062
				R-squared	=	0.4518
				Adj R-squared	=	0.3565
Total	47.9366624	27	1.77543194	Root MSE	=	1.0689

tch	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tpf	-.131763	.1261117	-1.04	0.307	-.3926449	.1291189
tinf	.074377	.0415979	1.79	0.087	-.0116747	.1604287
r_ri	.0220724	.0060377	3.66	0.001	.0095824	.0345625
Es_v	.0566911	.0375289	1.51	0.145	-.0209433	.1343255
_cons	3.161692	2.631703	1.20	0.242	-2.2824	8.605785

TABLE DES MATIERES

Dédicaces	II
Remerciement	III
Résumé	IV
Abstract	IV
Liste des abréviations	V
SOMMAIRE	VI
LISTE DES TABLEAUX	VII
Introduction	- 1 -
CHAPITRE 1 : CADRE DU TRAVAIL	- 3 -
I. <i>FAITS STYLISES</i>	- 3 -
II. <i>REVUE DE LITTERATURE</i>	- 4 -
1. Le chômage au sens de l'INS.....	- 4 -
2. Le chômage chez Marx	- 5 -
3. Le canal des taux d'intérêts sur le chômage	- 5 -
4. Le canal strict du crédit.....	- 6 -
5. Le canal large du crédit.....	- 6 -
CHAPITRE 2 : APPROCHE METHODOLOGIQUE	- 8 -
I. <i>SPECIFICATION DU MODELE</i>	- 8 -
1. La forme fonctionnelle du modèle	- 8 -
2. Choix des variables	- 9 -
3. La forme économétrique du modèle	- 12 -
II. <i>METHODE D'ESTIMATION ET ANALYSE CRITIQUES DES DONNEES DU MODELE</i>	- 12 -
1. Méthode d'estimation	- 12 -
2. Analyse critiques des données du modèle.....	- 13 -
CHAPITRE 3 : RESULTATS ET DISCUSSIONs	- 26 -
I. <i>RESULTATS DE LA REGRESSION</i>	- 26 -
II. <i>INTERPRETATION ET DISCUSSION DES RESULTATS</i>	- 27 -
CONCLUSION	- 29 -
implications de politique	- 30 -
REFERENCES	- 31 -
ANNEXES	- 33 -
Table des matières	- 45 -