

Chômage, inflation et croissance économique en Mauritanie : une analyse ARDL à la lumière des courbes de Phillips et d'Okun

Unemployment, inflation, and economic growth in Mauritania: an ARDL analysis in light of the Phillips and Okun curves

Fatimetou Cherva

Enseignante chercheuse

Institut Supérieur de Génie Industriel

Université de Nouakchott Al-asriya– Nouakchott–Mauritanie

Unité de recherche Macroéconomie, Croissance et Développement (URMCD)

Khdeije Imijene

Docteur en Sciences économiques

Faculté d'Economie et de Gestion

Université de Nouakchott Al-asriya– Nouakchott–Mauritanie

Unité de recherche Macroéconomie, Croissance et Développement (URMCD)

Date de soumission : 28/07/2026

Date d'acceptation : 02/09/2026

Pour citer cet article :

Cherva. F. & Imijene. K. (2026) « Chômage, inflation et croissance économique en Mauritanie : une analyse ARDL à la lumière des courbes de Phillips et d'Okun », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 9 » pp : 863- 889.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Le chômage et l'inflation constituent deux des principaux déséquilibres macroéconomiques des économies en développement, dont l'articulation avec la croissance économique demeure un sujet de controverse théorique et empirique. Cet article propose une analyse économétrique des déterminants du chômage en Mauritanie sur la période 1991-2025, à partir d'un modèle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) appliqué à quatre variables : le taux de chômage, le taux d'inflation, la croissance du PIB et les importations de biens et services (% du PIB). Le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) confirme l'existence d'une relation de long terme entre ces variables, validée par un coefficient de correction d'erreur négatif et significatif. Conformément à la loi d'Okun, la croissance économique exerce un effet négatif et hautement significatif sur le chômage, à court comme à long terme. La courbe de Phillips est également vérifiée dans le sens attendu, mais cette relation reste statistiquement fragile, n'atteignant que le seuil de 10 %. Les importations, quant à elles, n'exercent pas d'effet robuste sur le chômage à long terme. Ces résultats mettent en évidence le caractère structurel et persistant du chômage en Mauritanie, largement découplé des seuls mécanismes de prix et de salaires postulés par les modèles traditionnels, et appellent des politiques économiques tenant compte de la prédominance du secteur informel et de la faible diversification productive.

Mots-clés : Chômage ; inflation ; courbe de Phillips ; loi d'Okun ; Mauritanie.

Abstract

Unemployment and inflation remain two major macroeconomic dysfunctions whose relationship with growth is subject to persistent theoretical and empirical debate. This article econometrically analyzes the determinants of unemployment in Mauritania over the period 1991-2025 using an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model applied to unemployment, inflation, GDP growth and imports. The results reveal a cointegrating relationship between these variables. In line with Okun's law, economic growth has a negative and significant effect on unemployment, both in the short and long run. The Phillips curve is verified in sign, but this relationship remains statistically weak. Imports show no robust effect on unemployment in the long run. These results confirm the structural nature of unemployment in Mauritania and call for economic policies tailored to the specificities of this developing economy.

Keywords: Unemployment; inflation; Phillips curve; Okun's law; Mauritania.

Introduction

La croissance économique demeure, depuis plusieurs décennies, l'un des objectifs premiers de la politique économique, qu'elle soit menée dans les pays développés ou dans les pays en développement. Elle constitue en effet la condition essentielle de l'amélioration du niveau de vie et du bien-être social des populations. Or, cette dynamique de croissance est fréquemment perturbée par deux phénomènes de dysfonctionnement macroéconomique majeurs : l'inflation et le chômage. Ces deux variables, bien que de nature différente, entretiennent des relations étroites et parfois contradictoires avec la croissance, au point que leur articulation constitue l'un des principaux sujets de controverse de la macroéconomie contemporaine.

Sur le plan théorique, l'analyse de la relation entre inflation, chômage et croissance a connu plusieurs ruptures. La courbe de Phillips (1958), qui établit une relation inverse entre le taux de chômage et le taux de variation des salaires nominaux, a longtemps constitué le socle de l'analyse de l'arbitrage entre inflation et chômage. Cette relation a cependant été remise en cause par l'apparition, au cours des années 1970, du phénomène de stagflation, associant simultanément une hausse du chômage et de l'inflation à la suite des chocs pétroliers. Les travaux de Friedman (1968) et Phelps (1967) sur les anticipations ont par la suite introduit la notion de taux de chômage naturel, rendant la courbe de Phillips verticale à long terme et remettant en question l'efficacité des politiques de relance fondées sur cet arbitrage.

Parallèlement, la loi d'Okun (1962) a mis en évidence une relation négative entre la croissance de la production et les variations du taux de chômage, suggérant qu'un ralentissement de la croissance économique se traduit mécaniquement par une hausse du chômage, tandis qu'une croissance soutenue contribue à sa résorption. De son côté, la relation entre inflation et croissance a également fait l'objet de nombreux débats : si une inflation modérée peut, selon certains auteurs, stimuler l'investissement et l'emploi, une inflation élevée et instable est en revanche généralement considérée comme préjudiciable à l'accumulation du capital, à l'épargne et, in fine, à la croissance économique.

Dans les pays en développement, et plus particulièrement en Afrique, cette problématique revêt une acuité particulière. Ces économies, fortement dépendantes de secteurs primaires exposés aux chocs exogènes (cours des matières premières, aléas climatiques, chocs pétroliers), connaissent des niveaux de chômage structurellement élevés, notamment chez les jeunes, conjugués à des épisodes d'instabilité des prix. La faible diversification de leur tissu productif et la prédominance du secteur informel limitent en outre l'efficacité des politiques économiques conventionnelles de lutte contre ces deux fléaux.

Le cas de la Mauritanie illustre ces tensions propres aux économies en développement. Selon l'Enquête nationale sur l'emploi et le secteur informel (ENESI, 2017), la population occupée ne représente que 41,5 % de la population active et le ratio emploi/population plafonne à 36,6 %, un niveau resté quasiment stable depuis 2012. Le chômage y frappe en priorité les jeunes : 44,2 % des personnes âgées de 14 à 35 ans ne sont ni scolarisées ni en emploi, une proportion en hausse de plus de vingt points par rapport à 2012, tandis que le sous-emploi lié au temps de travail touche plus d'un dixième de la population active, singulièrement à Nouakchott. Ce chômage des jeunes, conjugué à la prédominance du secteur informel et à un taux de salarisation en recul hors agriculture (38,8 % des emplois en 2017, contre 57,8 % en 2012), traduit une croissance qui peine à se convertir en emplois stables, ce qui illustre les réserves formulées plus haut quant à la portée de la loi d'Okun dans les économies peu diversifiées. Sur le plan de l'inflation, la trajectoire est plutôt inverse : le taux d'inflation est demeuré modéré, de l'ordre de 2 à 3 % sur la période 2017-2019, tandis que la croissance du PIB, portée par les secteurs extractifs, atteignait environ 5,7 % en 2020 et 5,9 % en 2021, sans tensions inflationnistes marquées. Cette configuration — croissance soutenue, inflation contenue, mais chômage des jeunes et informalité persistants — suggère que, dans ce type d'économie, la relation entre inflation, chômage et croissance est davantage façonnée par des facteurs structurels (dualisme du marché du travail, poids du secteur primaire, faible diversification productive) que par les seuls mécanismes d'ajustement par les prix et les salaires postulés par les modèles traditionnels. Dès lors, cerner avec précision la nature des relations entre inflation, croissance économique et chômage constitue un enjeu majeur pour la conception de politiques économiques efficaces, en particulier dans le contexte des économies en développement.

C'est dans cette perspective que s'inscrit le présent article, dont l'ambition est double : d'une part, mobiliser un cadre théorique unifié permettant d'appréhender les mécanismes par lesquels l'inflation et la croissance économique influencent le chômage ; d'autre part, dresser un bilan de la littérature empirique récente consacrée à cette question, avec une attention particulière portée aux économies en développement. Sur cette base, l'article propose une application empirique au cas de la Mauritanie, à travers l'estimation d'un modèle ARDL sur la période 1991-2025. La problématique centrale peut ainsi être formulée comme suit : dans quelle mesure l'inflation et la croissance économique affectent-elles le chômage en Mauritanie, et cette relation est-elle conforme aux prédictions de la loi d'Okun et de la courbe de Phillips ?

Pour répondre à cette problématique, nous formulons les hypothèses de recherche suivantes : (H1) la croissance économique exerce un effet négatif et significatif sur le chômage,

conformément à la loi d'Okun ; (H2) la relation entre inflation et chômage, telle que décrite par la courbe de Phillips, tend à s'atténuer voire à s'inverser dans le contexte des économies en développement.

1. Fondements théoriques et empirique

1.1. Fondements théoriques du chômage

L'analyse théorique du chômage a connu d'importantes évolutions. Pour les économistes classiques et néoclassiques (Walras, Marshall, Menger), le marché du travail s'ajuste par le salaire comme n'importe quel autre marché : en situation de concurrence pure et parfaite, tout excédent d'offre de travail se résorbe par une baisse du salaire réel, de sorte que le chômage ne peut être que frictionnel ou volontaire, résultant de rigidités institutionnelles telles que le salaire minimum ou l'action syndicale. Keynes s'oppose radicalement à cette lecture : selon lui, le chômage ne provient pas du coût du travail mais d'une insuffisance de la demande globale anticipée par les entrepreneurs — la « demande effective » — qui peut conduire à un équilibre de sous-emploi durable, justifiant l'intervention de l'État pour relancer l'activité. Edmond Malinvaud (1977) propose une synthèse à travers la théorie du déséquilibre, distinguant, selon la configuration des excès d'offre ou de demande sur les marchés du travail et des biens, le chômage classique du chômage keynésien, chacun appelant des réponses de politique économique différenciées.

1.2. La courbe de Phillips : fondements, anticipations et critiques

En 1958, l'économiste néo-zélandais Alban William Phillips met en évidence, à partir de données britanniques couvrant près d'un siècle, une relation empirique stable et négative entre le taux de chômage et le taux de variation des salaires nominaux, ultérieurement étendue à l'inflation par Samuelson et Solow (1960). L'intuition sous-jacente est la suivante : un chômage faible traduit une tension sur le marché du travail qui pousse les entreprises à revaloriser les salaires pour attirer ou conserver la main-d'œuvre, générant ainsi de l'inflation ; à l'inverse, un chômage élevé exerce une pression à la baisse sur les salaires et, partant, sur les prix. Cette relation a longtemps été interprétée comme offrant aux pouvoirs publics un arbitrage possible entre inflation et chômage. Toutefois, l'apparition de la stagflation au cours des années 1970, à la suite des chocs pétroliers, a mis en évidence les limites de cette lecture : chômage et inflation ont alors progressé simultanément. Les travaux de Friedman (1968) et Phelps (1967) sur les anticipations adaptatives expliquent ce phénomène par le fait que les agents économiques finissent par intégrer l'inflation anticipée dans leurs comportements, rendant la courbe de Phillips verticale à long terme au niveau du taux de chômage naturel (NAIRU) : toute tentative

de maintenir le chômage en deçà de ce seuil par une politique de relance ne fait, à terme, qu'alimenter l'inflation sans effet durable sur l'emploi. Les théories des anticipations rationnelles (Lucas, 1972) et la nouvelle courbe de Phillips néo-keynésienne, qui relie l'inflation à l'écart de production et aux anticipations inflationnistes, ont depuis enrichi cette analyse.

1.3. La loi d'Okun : formulation théorique

Parallèlement à la courbe de Phillips, la loi d'Okun (1962) établit une relation empirique négative entre la croissance de la production et les variations du taux de chômage : une accélération de la croissance économique s'accompagne d'une baisse du chômage, tandis qu'un ralentissement de l'activité se traduit par sa hausse. Dans son étude initiale portant sur l'économie américaine, Okun estime qu'une réduction d'un point du taux de chômage est associée à une hausse d'environ trois points du PIB, ce qui suggère qu'en deçà d'un certain seuil de croissance, le chômage tend structurellement à augmenter. Cette relation a depuis été confirmée dans de nombreux contextes, tout en faisant l'objet de nuances importantes dans les pays en développement, où la croissance économique, souvent tirée par des secteurs peu intensifs en main-d'œuvre ou par des gains de productivité, ne se traduit pas nécessairement par une création d'emplois suffisante pour résorber le chômage.

1.4. Résultats empiriques de la courbe de Phillips dans les pays en développement

La littérature empirique consacrée à la relation entre inflation, chômage et croissance dans les pays en développement livre des résultats contrastés, reflétant la diversité des contextes économiques, des méthodologies économétriques mobilisées et des périodes d'analyse retenues. S'agissant de la relation entre chômage et inflation, Choukar (2026), à partir d'une série chronologique de 34 ans (1991-2024) et d'une modélisation par les moindres carrés ordinaires appliquée au cas du Maroc, montre que l'inflation est essentiellement déterminée par son niveau retardé, traduisant une forte inertie inflationniste, tandis que le chômage n'exerce qu'un effet modéré et positif sur l'inflation, contredisant ainsi la relation inverse postulée par la courbe de Phillips. Ce résultat rejoint les conclusions de plusieurs travaux menés dans le contexte africain : Mariko et Niaré (2024), à travers une analyse macro-économétrique en panel portant sur sept pays de l'UEMOA sur la période 1991-2020 et mobilisant la technique DOLS, montrent que l'ouverture commerciale et le contrôle de la corruption exacerbent le chômage, tandis que la croissance du PIB contribue à le résorber, conformément à la loi d'Okun ; l'inflation, en revanche, ne ressort pas comme un déterminant significatif du chômage dans cette étude, ce qui confirme la fragilité empirique de la courbe de Phillips dans les économies en développement.

Dans le contexte algérien, Dib, Bendahmane et Aouar (2020), à l'aide d'un modèle ARDL appliqué à la période 1990-2018, mettent en évidence un effet négatif et significatif du chômage sur l'inflation, la croissance du PIB et les investissements directs étrangers, résultat qu'elles interprètent comme la traduction du caractère structurel du chômage algérien, largement déconnecté des mécanismes de marché habituels. Ces résultats illustrent la diversité des configurations observées selon les pays : tantôt le chômage influence positivement l'inflation, contredisant la courbe de Phillips traditionnelle, tantôt la relation s'inverse, sans qu'un consensus clair ne se dégage de la littérature. Cette divergence est généralement attribuée aux différences de méthodologies économétriques utilisées, aux spécificités structurelles des économies étudiées notamment le poids du secteur agricole et informel ainsi qu'aux décalages temporels entre les périodes d'analyse.

1.5. Résultats empiriques de la loi d'Okun et limites dans les économies peu diversifiées

Concernant la relation entre croissance économique et chômage, la validité empirique de la loi d'Okun est également discutée. Si plusieurs études confirment qu'une croissance économique soutenue favorise la baisse du chômage, d'autres travaux menés dans les pays en développement soulignent que cette croissance, lorsqu'elle résulte principalement de gains de productivité ou d'une accumulation de capital peu intensive en travail, demeure insuffisante pour infléchir durablement le niveau du chômage. Par ailleurs, des déterminants additionnels ouverture commerciale, développement financier, qualité institutionnelle, chocs climatiques et pluviométriques sont de plus en plus mobilisés dans la littérature récente pour expliquer la persistance du chômage dans les économies en développement, traduisant un dépassement progressif du cadre théorique traditionnel de la courbe de Phillips et de la loi d'Okun.

1.6. Spécificités africaines et mauritaniennes

Au-delà des cadres théoriques généraux, la littérature souligne plusieurs traits structurels propres aux économies africaines et, en particulier, à la Mauritanie, qui limitent la portée explicative directe de la courbe de Phillips et de la loi d'Okun. La prédominance du secteur informel réduit la sensibilité des salaires et des prix aux tensions du marché du travail, affaiblissant ainsi le mécanisme d'arbitrage postulé par la courbe de Phillips. Le chômage des jeunes, particulièrement élevé et persistant, témoigne d'un décalage structurel entre l'offre de travail et une croissance portée par des secteurs peu intensifs en main-d'œuvre. La forte dépendance aux ressources naturelles et aux secteurs extractifs expose par ailleurs l'économie à une volatilité conjoncturelle qui complique l'identification d'une relation stable entre

croissance et chômage. Enfin, la faible diversification productive limite la capacité de l'économie à convertir la croissance en création d'emplois, ce qui invite à nuancer l'application directe de la loi d'Okun dans ce contexte.

1.7. Synthèse et lacune scientifique

Cette revue de la littérature théorique et empirique met en évidence la complexité des relations qui unissent l'inflation, le chômage et la croissance économique. Si les cadres théoriques traditionnels courbe de Phillips et loi d'Okun offrent une grille de lecture utile de ces relations, leur validité empirique apparaît fragilisée dans le contexte des pays en développement, où les résultats obtenus divergent sensiblement de ceux observés dans les économies avancées, en raison notamment de la prédominance du secteur informel, de la faible diversification productive et de l'exposition aux chocs exogènes. Ces constats invitent à interroger, dans le contexte spécifique retenu pour cette étude, la nature exacte de la relation entre inflation, chômage et croissance économique, à la lumière des hypothèses formulées en introduction. Cette lacune constitue le point de départ du présent article : en appliquant un modèle ARDL au cas mauritanien sur la période 1991-2025, l'étude vise à tester empiriquement la robustesse de ces deux cadres théoriques dans une petite économie ouverte, peu diversifiée et fortement exposée à l'informalité et au chômage des jeunes. La section suivante précise le cadre méthodologique retenu pour tester empiriquement ces hypothèses.

2. Méthodologie économétrique et Présentation des données

Cette étude vise à analyser les déterminants du chômage en Mauritanie en examinant particulièrement l'effet de l'inflation, de la croissance économique et des importations de biens et services (% du PIB) sur le taux de chômage. L'analyse empirique s'appuie sur des données annuelles couvrant la période 1991-2025, soit un échantillon de 35 observations. Quatre variables sont mobilisées dans le cadre de cette étude : le taux de chômage (UNEMP), retenu comme variable dépendante, ainsi que trois variables explicatives, à savoir le taux d'inflation (INF), le taux de croissance du produit intérieur brut (GDP) et importations de biens et services (% du PIB) (M_GDP). L'ensemble des données est extrait de la base de données de la Banque mondiale (World Development Indicators), sous réserve de leur disponibilité sur l'intégralité de la période considérée.

Tableau N°1 : les variables utilisées dans cette étude

Nom de la variable	Variable	Signification et définition	Source
Le taux de chômage	UNEMP	Représentant la part des chômeurs dans la population active	Banque Mondiale
Le taux d'inflation,	INF	Mesuré par l'indice des prix à la consommation (IPC)	Banque Mondiale
La croissance économique	GDP	Mesurée par le taux de croissance du PIB réel	Banque Mondiale
Les importations de biens et services	M_GDP	Exprimées en valeur ou en pourcentage du PIB	Banque Mondiale

Source : les auteurs

2.1. Spécification du modèle ARDL

La modélisation ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*) résulte de la combinaison de deux approches : d'une part, les modèles autorégressifs AR, qui intègrent, parmi leurs variables explicatives, les valeurs passées de la variable à expliquer ; d'autre part, les modèles à retards échelonnés DL (*Distributed Lag*), qui retiennent comme variables explicatives la variable X_t ainsi que ses valeurs antérieures. L'intérêt spécifique de cette approche réside dans sa capacité à intégrer la dynamique temporelle, notamment les délais d'ajustement et les anticipations des agents dans l'explication d'une série chronologique. Elle contribue ainsi à améliorer la précision des prévisions et à renforcer l'efficacité des politiques et des décisions fondées sur ces résultats.

Cette double dynamique complique l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), ce qui justifie le recours à des techniques d'estimation plus robustes.

Ainsi, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante (forme fonctionnelle linéaire)

$$UNEM = f\left(INF; GDP; \left(\frac{M}{GDP}\right)\right) \quad (1)$$

La fonction ci-dessous capture les effets à court et à long terme des variables explicatives sur la croissance économique, de sorte que la représentation ARDL de la fonction sera la suivante :

$$\begin{aligned} \Delta UNEM = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta UNEM_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta INF_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta GDP_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^q \beta_{4i} \Delta \left(\frac{M}{GDP}\right)_{t-1} + \alpha_1 UNEM_{t-1} + \alpha_2 LINF_{t-1} + \alpha_3 LGDP_{t-1} \\ & + \alpha_4 \left(\frac{M}{GDP}\right)_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

Avec Δ : opérateur de différence première

β_0 : Constante

$\beta_1 \dots \beta_6$: Effets à court terme ;

$\alpha_1 \dots \alpha_6$: Dynamique de long terme du modèle ;

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma)$: le terme d'erreur.

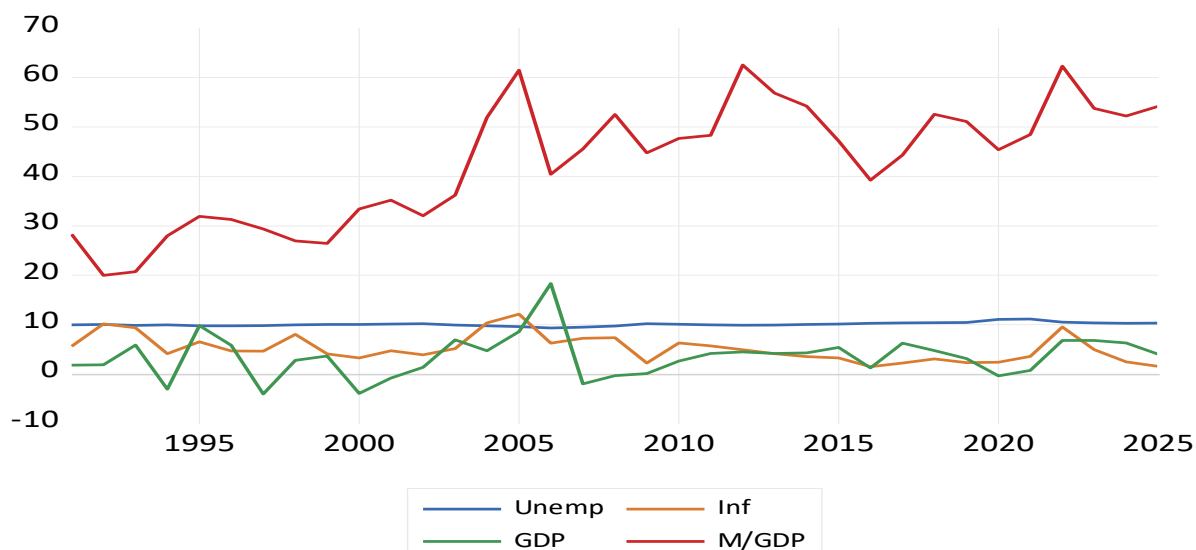
Les principales étapes pour modéliser en ARDL, est on commence par la vérification de la stationnarité des séries par le test de (Dickey and Fuller, 1979) et déterminera l'ordre de intégration. Ensuite on détermine le nombre de décalage par le critère d'information (AIK, SIC). Après on estime le modèle, Test de cointégration aux bornes (Pesaran et al., 2001): la statistique de Fisher, calculée sur la significativité conjointe des coefficients est comparée aux valeurs critiques bornes (I (0) et I (1)). Si F calculée dépasse la borne supérieure, l'existence d'une relation de long terme entre le chômage, l'inflation, la croissance et les importations de biens et services (% du PIB) est confirmée, ainsi que du terme à correction d'erreur (ECT), qui doit être négatif et statistiquement significatif pour valider le retour à l'équilibre de long terme après un choc. Après nous testons la normalité des résidus, absence d'autocorrélation (Breusch-Godfrey), homoscedasticité (test de White ou ARCH), et stabilité des coefficients (tests CUSUM et CUSUM carré).

Sur le plan des résultats attendus, cette étude devrait mettre en évidence, conformément à la loi d'Okun (1962), un effet négatif de la croissance économique sur le chômage, une hausse du PIB réel étant généralement associée à une création d'emplois et donc à une réduction du taux de chômage. Concernant l'inflation, son effet sur le chômage devrait apparaître ambigu : à court terme, la relation pourrait suivre la logique de la courbe de (Phillips, 1958) impliquant un arbitrage négatif entre inflation et chômage, tandis qu'à long terme, cette relation pourrait s'inverser et devenir positive en cas de stagflation, situation où inflation élevée et chômage persistant coexistent, remettant en cause l'arbitrage de court terme. Enfin, l'effet des importations sur le chômage reste à déterminer empiriquement, dans la mesure où deux mécanismes contradictoires peuvent opérer : d'une part, un effet négatif est envisageable si des importations de biens et services (% du PIB) traduisent une dépendance structurelle de l'économie mauritanienne vis-à-vis de l'extérieur, limitant ainsi la production locale et la création d'emplois domestiques ; d'autre part, un effet positif est également plausible si les importations de biens et services (% du PIB), notamment celles de biens d'équipement et de technologies, stimulent l'investissement et l'activité économique, favorisant indirectement la création d'emplois.

3. Résultats et discussions

3.1. Stationnarité des séries

Figure N°1 : L'évolution graphique des variables



Source : calcul des auteurs sous EViews 12

L'illustration graphique montre l'évolution de quatre variables, à savoir le chômage, l'inflation, le taux de croissance et l'importation en pourcentage du PIB en Mauritanie entre 1991-2025. Le graphique montre une part importante des importations de biens et services (% du PIB) a connu une évolution importante au cours du temps, passant de 20-30% au début des années 90 à 60% en 2005, en lien avec l'instabilité politique. Le taux reste élevé, entre 40% et 60%. Cette évolution traduit une forte dépendance de l'économie mauritanienne vis-à-vis des importations, notamment pour les biens de consommation, les équipements et certains intrants.

Le résultat montre aussi la volatilité du taux de la croissance, qui reflète la dépendance de l'économie mauritanienne aux secteurs extractifs et aux chocs extérieurs

La croissance économique a connu des périodes alternant expansion et récession. Des pics de croissance apparaissent vers 2007 et 2022, tandis que des taux négatifs sont observés à plusieurs reprises.

En effet, l'inflation reste globalement modérée, entre 2% et 10%, avec des hausses ponctuelles. Le graphique renseigne également une stabilité relative du taux de chômage, autour de 9 et 10%.

Durant la période étudiée, nous constatons, à partir de cette représentation graphique, que la relation entre la croissance et le chômage est inverse mais faible, ce qui traduit le fait que la croissance n'est pas toujours créatrice de l'emploi. Par ailleurs, les périodes de forte croissance connaissent aussi une hausse des importations de biens et services (% du PIB), causée par

l'augmentation de la demande de biens et services extérieurs. On ne constate en revanche aucune relation entre les importations de biens et services (% du PIB) et l'inflation selon le graphique ; pourtant, une hausse des importations peut contribuer à limiter l'inflation en augmentant l'offre de biens, mais elle peut aussi l'accentuer en cas de dépréciation du taux de change.

Concernant la relation entre chômage et inflation, la théorie économique affirme l'existence d'un effet négatif entre les deux variables. Cependant, l'évolution graphique de ces deux variables ne confirme pas cette approche, et la relation reste faible.

Tableau N°2 : Test de Stationnarités des variables

	Test de Dickey-Fuller augmenté				
Variables	En Niveau		En Différence première		Ordre d'Intégration
	t-Statistique	P-value	t-Statistique	P-value	
Unem	-1.699518	0.4225	-4.803938	0.0000	I (1)
Inf	-3.348355	0.0203			I (0)
GDP	-5.331323	0.0001			I (0)
M/GDP	-1.956304	0.3038	-6.524003	0.0000	I (1)

Source : calcul des auteurs sous EViews 12

Pour vérifier la stationnarité des séries, on applique le test de stationnarité de (Dickey and Fuller, 1979). Pour la variable du taux de chômage, le résultat est non significatif à 5% : le p-value est supérieur à 5% et le t-stat, égal à (-1,69) est supérieur au critère de Mackinnon. La constante n'est pas non plus significative (p-value = 0,0972, supérieur à 5%).

On passe à la différenciation première : la constante reste non, avec un p-value = 0,86, supérieur au seuil de 5%. On passe ensuite au modèle sans constante ni tendance (none) : le résultat montre que le t-stat d'ADF (-4.803938) est inférieur au seuil de critique de Mackinnon et que la probabilité (0.000) est inférieure à 5%.

Le résultat du test ADF pour l'inflation montre la stationnarité de cette variable aux seuils de 5% et 10%, le t-stat est égal à (-3,34) et le p-value est égal à 0,0203. La constante est également significative (p-value=0,0072). Le taux de croissance du PIB est quant à lui stationnaire en niveau, p-value de 0,0001, inférieur à 5%, et un t-stat (-5,33) est inférieur aux critères de Mackinnon. La constante est significative au seuil de 5% (p-value = 0,0017).

En revanche, le résultat du test d'ADF (t-stat = -1,9563) montre une non stationnarité en niveau pour la part des importations de biens et services (% du PIB), avec un p-value égal à 0,3038, supérieur à 5%, bien que la constante soit significative (p-value=0,0488). Après la différenciation première, le trend et la constante sont non significatifs ; on passe donc au modèle sans constante ni tendance (none), et l'on constate la stationnarité de la variable, avec un t-stat

d'ADF de (-6,691988) et une probabilité inférieure au seuil de 5%. À partir des résultats du Dickey-Fuller Augmented (ADF), nous constatons que des ordres d'intégration différents : le taux d'inflation et le taux de croissance sont stationnaires en niveau I (0), tandis que le taux de chômage et les importations de biens et services (% du PIB) sont intégrés d'ordre 1, c'est-à-dire stationnaires en différence première.

En revanche, En présence de cette combinaison de variables stationnaires en niveau I(0) et de variables intégrées d'ordre 1, l'approche de cointégration par les bornes ARDL (Autorégressive Distributed Lag bounds testing (Pesaran et al., 2001) S'avère la méthode économétrique la plus appropriée pour analyser les relations de long terme entre les variables.

Et comme les séries sont intégrées d'ordres différents, les tests de cointégration de Engle-Granger et de Johansen ne sont pas utiles dans ce cas nous retenons donc le test de cointégration aux bornes (ARDL bounds test) développé par Pesaran, Shin et Smith (2001).

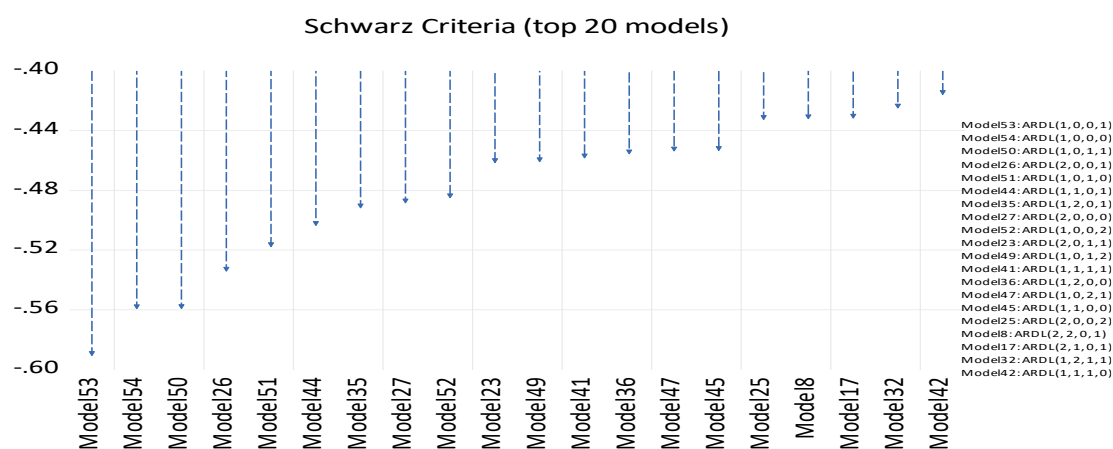
Il y a deux étapes à suivre pour appliquer le test de Cointégration de Pesaran et al. (2001)

- Détermination du décalage optimal avant tout (SIC) ;
- Recourir au test de Fisher pour tester la Cointégration entre séries.

Nous allons nous servir du critère d'information Schwarz (SIC) pour sélectionner le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec le moins de paramètres possible.

Pour le choix du nombre des retards, nous avons utilisé le critère d'information Schwarz (SIC). Ci-dessous les résultats d'estimation du modèle ARDL optimal retenu :

Figure N°2 : Valeurs du critère d'information Schwarz pour les 20 meilleurs modèles ARDL



Source : calcul des auteurs sous EViews 12

Selon le critère d'information Schwarz, le modèle ARDL (1, 0, 0, 1,) est le plus optimal parmi les autres modèles présentés, car il offre la plus petite valeur du SIC.

3.2. L'estimation du modèle ARDL (1, 0, 0, 1,)

Les résultats empiriques d'estimation du modèle ARDL (1,0,0,1) montrent que 87,66% des variations du chômage sont expliquées par les variables du modèle ($R^2=0,8766$). Le modèle conserve un pouvoir explicatif fort après la correction (R^2 ajusté=0,8545). Il est globalement significatif, la probabilité associée à la statistique de Fisher étant égale à 0,000. Par ailleurs, l'absence d'autocorrélation des erreurs est confirmée par la valeur du test de Durbin-Watson égal à (2,007), proche de 2.

Le retard du chômage impacte fortement le chômage actuel, en effet une hausse de 1% du passé entraîne une hausse du chômage actuel de 0,8361%. Cela traduit une forte persistance du chômage.

Le résultat affirme l'effet négatif de l'inflation sur le chômage au seuil de 10%. Donc une augmentation de l'inflation tend à réduire le chômage, ce qui est cohérent avec la courbe de Phillips. Toutefois, cette relation reste relativement faible.

Concernant le PIB, le résultat montre l'existence d'un effet négatif et fortement significatif sur le chômage, une hausse du PIB conduit à une baisse du chômage, le résultat est cohérent à la loi d'Okun.

Bien que les importations de biens et services (% du PIB) puissent impacter l'emploi à moyen terme, elles ont un effet négatif à court terme sur le chômage, significatif au seuil de 10%.

Les résultats indiquent que le coefficient de correction d'erreur est négatif et significatif (-0,1638). Cela signifie qu'environ 16,38 % du déséquilibre est corrigé chaque année ; le retour vers l'équilibre de long terme est donc relativement lent.

Le résultat révèle l'effet négatif et significatif du chômage retardé ($UNEMP(-1) = -0,1638$), ce qui confirme l'existence d'une relation stable à long terme entre les variables.

Ensuite, l'inflation affecte négativement le chômage au seuil de 10 %. Une hausse de l'inflation tend à réduire le chômage à court terme, ce qui est cohérent avec la courbe de Phillips.

Si la demande augmente, les entreprises produisent davantage et embauchent, ce qui réduit le chômage, tandis que les pressions inflationnistes augmentent.

Le PIB a un effet négatif et très significatif sur le chômage. Une augmentation du PIB réduit le chômage à court terme, conformément à la loi d'Okun. Lorsque l'activité économique augmente, les entreprises accroissent leur production et ont davantage besoin de main-d'œuvre, ce qui réduit le chômage.

La variation des importations de biens et services (% du PIB) exerce un effet négatif sur le chômage, mais seulement au seuil de 10 %. Une hausse des importations est associée à une légère diminution du chômage à court terme.

Les coefficients de long terme (Levels Equation) du modèle ARDL permettent d'interpréter la relation d'équilibre entre le chômage, l'inflation, le PIB et les importations de biens et services (% du PIB) en Mauritanie.

Les résultats indiquent qu'à long terme, toutes les variables sont non significatives, sauf le PIB, qui est significatif au seuil de 10 %. Par ailleurs, toutes les variables exercent un effet négatif sur le chômage, à l'exception des importations de biens et services (% du PIB), dont l'effet est positif.

Ces résultats suggèrent que la croissance économique est un facteur plus déterminant que l'inflation ou les importations de biens et services (% du PIB) pour expliquer le chômage à long terme.

L'équation représente la relation d'équilibre de long terme entre le taux de chômage (variable dépendante) et ses déterminants (inflation, PIB, importations/PIB). Elle peut se réécrire sous forme d'équation de long terme classique :

$$EC = UNEMP - (-0.1260*INF - 0.1940*GDP + 0.0171*M_GDP + 10.7801)$$

Nous constatons que la constante est très significative (p-value = 0,0000). Elle représente le niveau structurel du chômage, c'est-à-dire la composante du chômage qui subsiste indépendamment des variables explicatives retenues dans le modèle.

Par ailleurs, l'équation de long terme montre que le PIB exerce un effet négatif et significatif au seuil de 10 % (coefficient = -0,193989 ; p-value = 0,0700). Ainsi, une amélioration de l'activité économique est associée, à long terme, à une réduction du chômage, ce qui est conforme à la loi d'Okun.

De même, le coefficient associé à l'inflation est négatif (-0,1260), ce qui suggère qu'une augmentation d'une unité de l'inflation serait associée à une diminution d'environ 0,126 unité du chômage, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, cette relation inverse n'est pas statistiquement établie, puisque la probabilité associée au coefficient est de 0,1025, supérieure au seuil de 10 %.

Enfin, les importations de biens et services, mesurées en pourcentage du PIB (M_GDP), affichent un coefficient positif de 0,0171, mais celui-ci n'est pas statistiquement significatif (p-value = 0,2895). Ce résultat suggère l'absence d'un effet robuste des importations sur le chômage à long terme en Mauritanie sur la période étudiée. En revanche, leur effet négatif

observé à court terme étant faiblement significatif, l'impact des importations sur le chômage semble davantage relever de la dynamique conjoncturelle que d'une relation structurelle de long terme.

Tableau N°3 : Résultats d'estimation des coefficients de court terme et long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.765872	0.745721	2.368007	0.0250
UNEMP(-1)*	-0.163809	0.073242	-2.236527	0.0335
INF**	-0.020639	0.011204	-1.842076	0.0761
GDP**	-0.031777	0.006957	-4.567469	0.0001
M_GDP(-1)	0.002795	0.002439	1.145868	0.2615
D(M_GDP)	-0.007549	0.003922	-1.924785	0.0645
* p-value incompatible with t-Bounds distribution. ** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.				
Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF	-0.125995	0.074633	-1.688195	0.1025
GDP	-0.193989	0.102989	-1.883578	0.0700
M_GDP	0.017060	0.015800	1.079754	0.2895
C	10.78008	0.820815	13.13339	0.0000
EC = UNEMP - (-0.1260*INF -0.1940*GDP + 0.0171*M_GDP + 10.7801)				

Source : calcul des auteurs sous EViews 12

3.2.1. Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Nous abordons à présent l'étape la plus importante de notre analyse : la vérification de la cointégration entre le chômage et l'inflation. Le tableau ci-dessous présente les résultats du test de cointégration aux bornes. Celui-ci indique que la statistique de Fisher calculée est de 8,954, une valeur supérieure à la borne critique supérieure I (1) fixée à 4,66 au seuil de significativité de 1 %. L'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme est donc rejetée. Il existe ainsi une relation de cointégration entre le taux de chômage, l'inflation, le PIB et les importations de biens et services (% du PIB) en Mauritanie sur la période étudiée. Cette conclusion est confirmée par le coefficient du terme de correction d'erreur (ECT), négatif et statistiquement significatif, attestant de la convergence du modèle vers son équilibre de long terme suite à un choc de court terme.

Tableau N°4 : Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

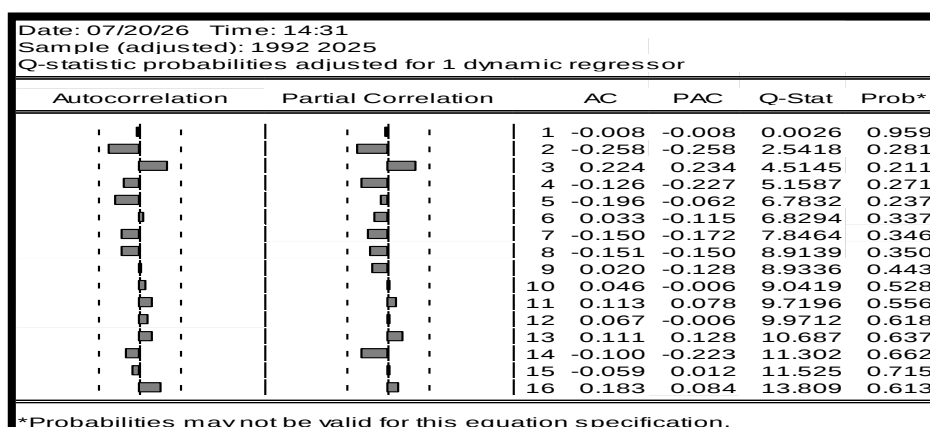
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	8.954120 3	10%	2.37	3.2
		5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66

Source : calcul des auteurs sous EViews 12

3.2.2. Diagnostique du modèle

Le corrélogramme des résidus confirme l'absence d'autocorrélation, les statistiques Q de Ljung-Box étant non significatives à tous les retards testés (p-values comprises entre 0,211 et 0,959, toutes supérieures au seuil de 5 %). Ce résultat valide la bonne spécification dynamique du modèle ARDL retenu.

Figure N°3 : Corrélogramme des résidus



Source : calcul des auteurs sous EViews 12

Le résultat du test de corrélation de Breusch-Godfrey affirme l'absence d'autocorrélation des résidus du modèle, donc on accepte H_0 car la p-value est égale à 0,3099, supérieure à 5 %. Le modèle est bien spécifié dynamiquement.

Ensuite, on procède à trois tests pour vérifier l'homoscédasticité. On commence par le test de Breusch-Pagan-Godfrey, nous remarquons que la p-value associée à cette statistique est égale à 0,3433, supérieure à 5 % ; donc H_0 (homoscédasticité) non rejetée.

Après, on applique le test de White pour vérifier que la variance des erreurs n'est pas hétéroscédastique, et le résultat confirme l'absence d'hétéroscédasticité, y compris en présence de termes croisés, car la p-value = 0,4353 est supérieure à 5 %. La variance est donc constante.

Selon le résultat du test d'ARCH, la statistique Fisher présente une absence d'hétéroscédasticité, et que P-value est supérieure à notre seuil théorique ($0,8359 > 0,05$). Donc pas d'effet ARCH, donc pas d'hétéroscédasticité conditionnelle dans les résidus. Les trois tests concordent que les résidus sont homoscedastiques.

Tableau N°5 : les tests diagnostiques

<i>Hypothèse du test</i>	<i>Tests</i>	<i>Valeurs</i>	<i>(Probabilité)</i>
<i>Autocorrélation</i>	<i>Breusch-Godfrey</i>	1.225855	0.3099
<i>Hétéroscédasticité</i>	<i>Breusch-Pagan-Godfrey</i>	1.181299	0.3433
	<i>Arch-test</i>	0.043615	0.8359
	<i>White-test</i>	1.107550	0.4353

Source : calcul des auteurs sous EViews 12

Nous finissons notre diagnostic par la réalisation des tests de normalité.

Ces tests me permettent de savoir si la distribution des résidus suit la loi normale. Sur huit tests de normalité réalisés sur les résidus du modèle, sept concluent à la normalité (Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors, Kuiper, Cramer-von Mises, Watson, Anderson-Darling, tous avec $p > 0,10$), tandis que seul le test de Jarque-Bera la rejette au seuil de 5 % ($p = 0,0252$), en raison d'une asymétrie positive modérée (skewness = 0,757) et d'un excès de kurtosis (4,70). Cette divergence isolée, sur un petit échantillon ($n = 34$), ne remet pas en cause la validité globale du modèle ARDL : la normalité des résidus n'est pas une condition de validité de la relation de cointégration dans l'approche des bornes (Pesaran et al., 2001), et la convergence majoritaire des autres tests confirme un ajustement globalement satisfaisant des résidus à la loi normale.

Tableau N°6 : les tests de Normalité

Test	Probabilité	Décision (seuil 5 %)
Lilliefors (D)	> 0,10	Non rejet de H_0
Kolmogorov (D+)	0,5370	Non rejet de H_0
Kolmogorov (D-)	0,3542	Non rejet de H_0
Kolmogorov (D)	0,6770	Non rejet de H_0
Kuiper (V)	0,4053	Non rejet de H_0
Cramer-von Mises (W^2)	0,7083	Non rejet de H_0
Watson (U^2)	0,4702	Non rejet de H_0
Anderson-Darling (A^2)	0,7015	Non rejet de H_0
Jarque-Bera	0,0252	Rejet de H_0

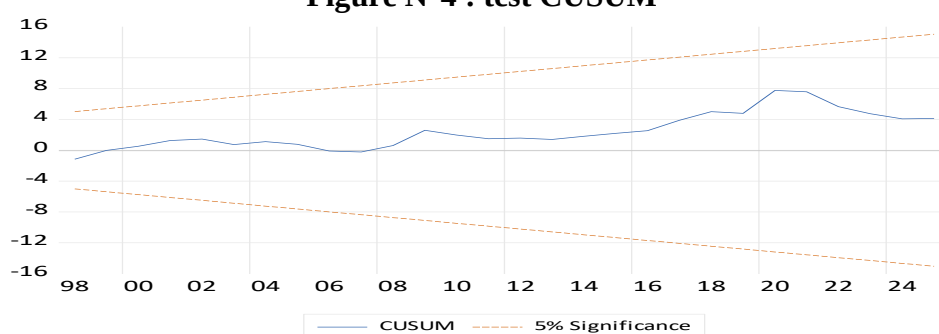
Source : calcul des auteurs sous EViews 12

3.2.3. La stabilité du modèle ARDL estimé

Pour vérifier l'absence de rupture structurelle significative dans la relation entre les variables (chômage, inflation, PIB, importations/PIB), nous effectuons deux tests : celui de Ramsey et le test CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals), afin de confirmer la stabilité du modèle

ARDL estimé dans le temps et sa fiabilité pour l'inférence statistique et les prévisions. Bien que la période d'étude s'étende de 1991 à 2025, la statistique CUSUM est représentée à partir de 1998. Ce décalage s'explique par la construction récursive du test, qui nécessite un nombre initial d'observations pour estimer un premier modèle de référence, avant que les résidus récursifs puissent être calculés progressivement pour les périodes suivantes. Ainsi, le début de la courbe en 1998 ne remet pas en cause la période d'estimation retenue pour le modèle ARDL. Le test CUSUM confirme la stabilité structurelle du modèle estimé. La courbe CUSUM demeure à l'intérieur des bornes critiques au seuil de significativité de 5 % sur toute la période d'étude, ce qui indique l'absence de rupture structurelle et valide la robustesse des paramètres du modèle dans le temps.

Figure N°4 : test CUSUM



Source : calcul des auteurs sous EViews 12

L'objectif du test RESET Ramsey est de vérifier si le modèle est correctement spécifié, c'est-à-dire s'il ne manque pas de termes non linéaires.

Les résultats du tableau ci-dessous montrent que le modèle est correctement spécifié. Il n'y a pas d'erreur de spécification détectée, le modèle ARDL ne souffre pas d'un problème de non-linéarité omise, ni de variables explicatives manquantes qui affecteraient sa forme fonctionnelle. La p-value associée à la statistique de Fisher ($0.2063 > 0,05$), confirme cette conclusion. On ne rejette donc pas l'hypothèse nulle H_0 , selon laquelle le modèle est correctement spécifié.

Tableau N°7 : Le test de spécification de Ramsey

Ramsey RESET Test			
Equation: UNTITLED			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
Specification: UNEMP UNEMP(-1) INF GDP M_GDP M_GDP(-1) C			
	Value	df	Probability
t-statistic	1.294914	27	0.2063
F-statistic	1.676801	(1, 27)	0.2063
Likelihood ratio	2.048555	1	0.1524

Source : calcul des auteurs sous EViews 12

Conclusion

Au terme de cette analyse, les résultats de l'estimation ARDL permettent de tirer un ensemble d'enseignements structurants sur la nature des relations entre inflation, chômage et croissance économique en Mauritanie. La loi d'Okun postule une relation inverse entre la croissance du PIB et le taux de chômage : une croissance plus forte doit s'accompagner d'une baisse du chômage, soit un coefficient négatif attendu pour GDP.

La loi d'Okun bénéficie d'un soutien empirique robuste à court terme ($GDP = -0,031777$; $p = 0,0001$), tandis que la relation de long terme demeure significative seulement au seuil de 10 % ($GDP = -0,193989$; $p = 0,0700$). On observe ainsi un paradoxe apparent : l'effet de la croissance sur le chômage est nettement plus fort en magnitude à long terme qu'à court terme ($-0,194$ contre $-0,032$), ce qui est cohérent avec l'idée que les ajustements du marché du travail à la conjoncture économique se font progressivement et non instantanément. Ce résultat reste néanmoins conforme à la loi d'Okun, qui postule une relation négative entre croissance économique et chômage, tant dans sa dimension conjoncturelle que structurelle.

La courbe de Phillips postule, quant à elle, une relation inverse entre l'inflation et le chômage : le coefficient de l'inflation est négatif, conformément à la prédiction de la courbe de Phillips, mais sa significativité statistique demeure limitée à court terme ($p = 0,0761$ significatif au seuil de 10 %, mais pas au seuil de 5 %) et n'est pas établie à long terme (le résultat n'est pas significatif au seuil de 10 % puisque $0,1025 > 0,10$). Ce dernier résultat est en réalité cohérent avec la théorie du taux de chômage naturel de Friedman (1968) et Phelps (1967), selon laquelle la courbe de Phillips devient verticale à long terme : il n'existerait pas d'arbitrage durable entre inflation et chômage, la politique monétaire ne pouvant influencer ce dernier que de façon temporaire.

En définitive, les deux relations théoriques sont vérifiées sur le plan qualitatif : les signes des coefficients estimés sont conformes aux prédictions de la loi d'Okun et de la courbe de Phillips. La loi d'Okun bénéficie cependant d'une confirmation statistique nettement plus robuste, notamment à court terme, tandis que la relation de Phillips demeure statistiquement fragile, ce qui est cohérent avec le constat, largement documenté dans la littérature empirique récente, d'un aplatissement de la courbe de Phillips dans de nombreuses économies.

Ces résultats permettent de valider empiriquement les hypothèses de recherche formulées en introduction. L'hypothèse H1, selon laquelle la croissance économique entretient une relation négative et significative avec le chômage conformément à la loi d'Okun, est confirmée avec une robustesse statistique élevée, en particulier à court terme. L'hypothèse H2, relative à

l'atténuation de la relation de Phillips dans le contexte des économies en développement, est également corroborée : le signe attendu est retrouvé, mais la faible significativité statistique de l'inflation traduit un aplatissement de la courbe de Phillips cohérent avec les évolutions récentes documentées dans la littérature, notamment dans les économies à forte prédominance du secteur informel.

Sur le plan des politiques économiques, ces résultats plaident en faveur d'un ciblage prioritaire de la croissance économique et plus particulièrement d'une croissance créatrice d'emplois comme principal levier de réduction du chômage en Mauritanie, la loi d'Okun opérant avec une intensité nettement supérieure à celle de l'arbitrage inflation-chômage. La fragilité de la relation de Phillips suggère en outre que les politiques de stabilisation monétaire, bien que nécessaires à la maîtrise des prix, ne sauraient à elles seules constituer un instrument efficace de lutte contre le chômage, dont la nature structurelle alimentée par la prédominance du secteur informel, la faible diversification productive et le poids du chômage des jeunes appelle des réformes complémentaires : diversification économique, renforcement du capital humain et amélioration du climat des affaires.

Cette étude comporte toutefois certaines limites. Le rejet de l'hypothèse de normalité des résidus au test de Jarque-Bera, bien que sans incidence majeure compte tenu de la taille de l'échantillon, invite à la prudence dans l'interprétation des tests d'inférence. Par ailleurs, la relation entre inflation et chômage n'a été testée que sous une forme linéaire, alors que la littérature suggère l'existence possible de seuils ou de non-linéarités dans cette relation. Des recherches futures pourraient ainsi mobiliser des modèles non linéaires ou à seuil (NARDL, modèles à changement de régime), intégrer des données désagrégées par secteur d'activité ou par tranche d'âge notamment pour mieux cerner le chômage des jeunes, ou encore élargir l'analyse à une dimension régionale comparative avec d'autres économies ouest-africaines.

En définitive, cette étude apporte une contribution empirique originale à la compréhension des dynamiques du chômage dans une petite économie ouverte et peu diversifiée, en mettant en évidence la prééminence de la croissance économique comme déterminant du chômage, la fragilité relative de l'arbitrage inflation-chômage, et la nécessité de politiques structurelles complémentaires aux seuls instruments macroéconomiques conventionnels.

Bibliographie

- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355.
- Choukar, E. (2026). Inflation et chômage au Maroc : une lecture macroéconomique des dysfonctionnements et des interdépendances. *Revue Internationale de la Recherche Scientifique (Revue-IRS)*, 4(1), 1225-1233.
- Dib, L., Bendahmane, M. E. A., & Aouar, A. (2020). Relation entre chômage, croissance, inflation et investissement direct étranger en Algérie. *Journal des Études Économiques Contemporaines*, 5(1), 168-183.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- ENESI (2017). *Enquête Nationale sur l'Emploi et le Secteur Informel*. Office National de la Statistique, Mauritanie.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1), 1-17.
- Malinvaud, E. (1977). Théorie macroéconomique du chômage. *Revue économique*, 29(1), 9-25.
- Mariko, O., & Niaré, M. (2024). Analyse macro-économétrique du chômage dans les pays de l'UEMOA. *Revue Internationale des Économistes de Langue Française*, 9(1), 154-171.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, 98-104.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34, 254-281.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299.
- Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review*, 50(2), 177-194.

ANNEXES

Test de stationnarité d'ADF

UNEMP

Null Hypothesis: UNEMP has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level				
5% level				
10% level				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(UNEMP)				
Method: Least Squares				
Date: 07/20/26 Time: 12:49				
Sample (adjusted): 1992 2025				
Included observations: 34 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEMP(-1)	-0.170841	0.100523	-1.699518	0.0989
C	1.730218	1.012720	1.708486	0.0972
R-squared	0.082789	Mean dependent var		0.010235
Adjusted R-squared	0.054126	S.D. dependent var		0.222197
S.E. of regression	0.216100	Akaike info criterion		-0.169127
Sum squared resid	1.494378	Schwarz criterion		-0.079341
Log likelihood	4.875151	Hannan-Quinn criter.		-0.138507
F-statistic	2.888361	Durbin-Watson stat		1.543345
Prob(F-statistic)	0.098924			

UNEMP en différence première

(Modèle avec constante)

Null Hypothesis: D(UNEMP) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level				
5% level				
10% level				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(UNEMP,2)				
Method: Least Squares				
Date: 07/20/26 Time: 12:46				
Sample (adjusted): 1993 2025				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNEMP(-1))	-0.838348	0.177109	-4.733516	0.0000
C	0.006690	0.039350	0.170012	0.8661
R-squared	0.419543	Mean dependent var		-0.000576
Adjusted R-squared	0.400818	S.D. dependent var		0.291802
S.E. of regression	0.225875	Akaike info criterion		-0.078982
Sum squared resid	1.581600	Schwarz criterion		0.011716
Log likelihood	3.303195	Hannan-Quinn criter.		-0.048465
F-statistic	22.40617	Durbin-Watson stat		1.884567
Prob(F-statistic)	0.000046			

UNEMP en différence première (Modèle sans constante et tendance)

Null Hypothesis: D(UNEMP) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level				
5% level				
10% level				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(UNEMP,2)				
Method: Least Squares				
Date: 07/20/26 Time: 12:51				
Sample (adjusted): 1993 2025				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNEMP(-1))	-0.837173	0.174268	-4.803938	0.0000
R-squared	0.419002	Mean dependent var		-0.000576
Adjusted R-squared	0.419002	S.D. dependent var		0.291802
S.E. of regression	0.222421	Akaike info criterion		-0.138656
Sum squared resid	1.583074	Schwarz criterion		-0.093307
Log likelihood	3.287818	Hannan-Quinn criter.		-0.123397
Durbin-Watson stat	1.884679			

Test de stationnarité d'ADF : en niveau

INF

Null Hypothesis: INF has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level			-3.348355	0.0203
5% level			-3.639407	
10% level			-2.951125	
			-2.614300	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(INF) Method: Least Squares Date: 07/20/26 Time: 13:16 Sample (adjusted): 1992 2025 Included observations: 34 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.545861	0.163024	-3.348355	0.0021
C	2.763455	0.962011	2.872581	0.0072
R-squared	0.259456	Mean dependent var	-0.120021	
Adjusted R-squared	0.236314	S.D. dependent var	2.861100	
S.E. of regression	2.500290	Akaike info criterion	4.727713	
Sum squared resid	200.0464	Schwarz criterion	4.817499	
Log likelihood	-78.37112	Hannan-Quinn criter.	4.758332	
F-statistic	11.21148	Durbin-Watson stat	1.803098	
Prob(F-statistic)	0.002092			

GDP

Null Hypothesis: GDP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level			-5.331323	0.0001
5% level			-3.639407	
10% level			-2.951125	
			-2.614300	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(GDP) Method: Least Squares Date: 07/20/26 Time: 13:40 Sample (adjusted): 1992 2025 Included observations: 34 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.938621	0.176058	-5.331323	0.0000
C	3.333043	0.971586	3.430518	0.0017
R-squared	0.470400	Mean dependent var	0.065907	
Adjusted R-squared	0.453850	S.D. dependent var	5.948713	
S.E. of regression	4.396214	Akaike info criterion	5.856387	
Sum squared resid	618.4543	Schwarz criterion	5.946173	
Log likelihood	-97.55858	Hannan-Quinn criter.	5.887006	
F-statistic	28.42301	Durbin-Watson stat	1.987691	
Prob(F-statistic)	0.000008			

Test de stationnarité d'ADF : M/GDP

En niveau

Null Hypothesis: M_GDP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level			-1.956304	0.3038
5% level			-3.639407	
10% level			-2.951125	
			-2.614300	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(M_GDP) Method: Least Squares Date: 07/20/26 Time: 13:50 Sample (adjusted): 1992 2025 Included observations: 34 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M_GDP(-1)	-0.204818	0.104696	-1.956304	0.0592
C	9.450351	4.613426	2.048445	0.0488
R-squared	0.106822	Mean dependent var	0.761621	
Adjusted R-squared	0.078910	S.D. dependent var	7.582724	
S.E. of regression	7.277400	Akaike info criterion	6.864447	
Sum squared resid	1694.738	Schwarz criterion	6.954233	
Log likelihood	-114.6956	Hannan-Quinn criter.	6.895066	
F-statistic	3.827126	Durbin-Watson stat	1.969592	
Prob(F-statistic)	0.059205			

En différence première

(Modèle avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(M_GDP) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:				
1% level			-6.691988	0.0000
5% level			-4.273277	
10% level			-3.557759	
			-3.212361	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(M_GDP,2) Method: Least Squares Date: 07/20/26 Time: 13:56 Sample (adjusted): 1994 2025 Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M_GDP(-1))	-1.636259	0.244510	-6.691988	0.0000
D(M_GDP(-1),2)	0.461102	0.161965	2.846917	0.0082
C	3.411281	2.810059	1.213953	0.2349
@TREND("1991")	-0.098496	0.134733	-0.731046	0.4708
R-squared	0.659762	Mean dependent var	0.038247	
Adjusted R-squared	0.623308	S.D. dependent var	11.40332	
S.E. of regression	6.998810	Akaike info criterion	6.845826	
Sum squared resid	1371.533	Schwarz criterion	7.029043	
Log likelihood	-105.5332	Hannan-Quinn criter.	6.906557	
F-statistic	18.09848	Durbin-Watson stat	2.172972	
Prob(F-statistic)	0.000001			

M/GDP en différence première (Modèle sans constante et tendance)

Null Hypothesis: D(M_GDP) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.524003	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.639210	
	5% level		-1.951687	
	10% level		-1.610579	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(M_GDP,2) Method: Least Squares Date: 07/20/26 Time: 13:58 Sample (adjusted): 1994 2025 Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M_GDP(-1))	-1.567102	0.240206	-6.524003	0.0000
D(M_GDP(-1),2)	0.434195	0.161072	2.695667	0.0114
R-squared	0.634213	Mean dependent var		0.038247
Adjusted R-squared	0.622020	S.D. dependent var		11.40332
S.E. of regression	7.010768	Akaike info criterion		6.793233
Sum squared resid	1474.526	Schwarz criterion		6.884841
Log likelihood	-106.6917	Hannan-Quinn criter.		6.823599
Durbin-Watson stat	2.096440			

Estimation du modèle ARDL

Dependent Variable: UNEMP Method: ARDL Date: 07/20/26 Time: 14:05 Sample (adjusted): 1992 2025 Included observations: 34 after adjustments Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection) Model selection method: Schwarz criterion (SIC) Dynamic regressors (2 lags, automatic): INF GDP M GDP Fixed regressors: C Number of models evaluated: 54 Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 1) Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
UNEMP(-1)	0.836191	0.073242	11.41676	0.0000
INF	-0.020639	0.011204	-1.842076	0.0761
GDP	-0.031777	0.006957	-4.567469	0.0001
M GDP	-0.007549	0.003922	-1.924785	0.0645
M GDP(-1)	0.010344	0.004229	2.446061	0.0210
C	1.765872	0.745721	2.368007	0.0250
R-squared	0.876581	Mean dependent var		10.07800
Adjusted R-squared	0.854541	S.D. dependent var		0.376252
S.E. of regression	0.143499	Akaike info criterion		-0.886194
Sum squared resid	0.576574	Schwarz criterion		-0.616837
Log likelihood	21.06531	Hannan-Quinn criter.		-0.794336
F-statistic	39.77375	Durbin-Watson stat		2.006961
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

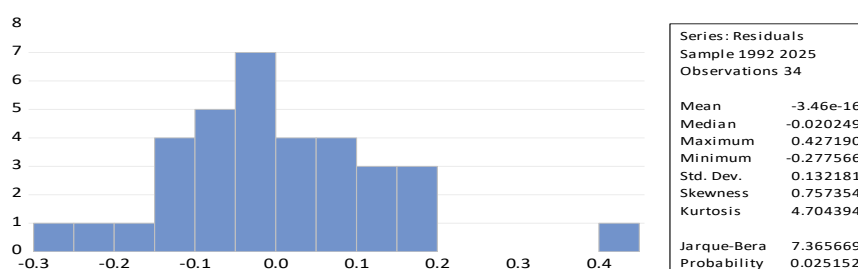
Test de cointégration de Pesaran et al. (2001) et Coefficients de Long terme et dynamique de court terme.

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: D(UNEMP)				
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 1)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 07/20/26 Time: 14:11				
Sample: 1991 2025				
Included observations: 34				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.765872	0.745721	2.368007	0.0250
UNEMP(-1)*	-0.163809	0.073242	-2.236527	0.0335
INF**	-0.020639	0.011204	-1.842076	0.0761
GDP**	-0.031777	0.006957	-4.567469	0.0001
M_GDP(-1)	0.002795	0.002439	1.145868	0.2615
D(M_GDP)	-0.007549	0.003922	-1.924785	0.0645
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).				
Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF	-0.125995	0.074633	-1.688195	0.1025
GDP	-0.193989	0.102989	-1.883578	0.0700
M_GDP	0.017060	0.015800	1.079754	0.2895
C	10.78008	0.820815	13.13339	0.0000
EC = UNEMP - (-0.1260*INF -0.1940*GDP + 0.0171*M_GDP + 10.7801)				
F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	8.954120	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	34	10%	2.618	3.532
		5%	3.164	4.194
		1%	4.428	5.816
Finite Sample: n=30				
		10%	2.676	3.586
		5%	3.272	4.306
		1%	4.614	5.966

Test de Breusch-Godfrey d'autocorrélation

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	1.225855	Prob. F(2,26)	0.3099	
Obs*R-squared	2.929812	Prob. Chi-Square(2)	0.2311	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: ARDL				
Date: 07/20/26 Time: 14:33				
Sample: 1992 2025				
Included observations: 34				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEMP(-1)	0.053705	0.084483	0.635682	0.5305
INF	0.006372	0.011836	0.538325	0.5949
GDP	-0.002485	0.007088	-0.350638	0.7287
M_GDP	-0.000846	0.003935	-0.215056	0.8314
M_GDP(-1)	0.001179	0.004262	0.276676	0.7842
C	-0.577425	0.864677	-0.667792	0.5102
RESID(-1)	-0.052082	0.203337	-0.256137	0.7999
RESID(-2)	-0.332744	0.212610	-1.565044	0.1297
R-squared	0.086171	Mean dependent var	-3.46E-16	
Adjusted R-squared	-0.159860	S.D. dependent var	0.132181	
S.E. of regression	0.142355	Akaike info criterion	-0.858659	
Sum squared resid	0.526890	Schwarz criterion	-0.499515	
Log likelihood	22.59721	Hannan-Quinn criter.	-0.736181	
F-statistic	0.350244	Durbin-Watson stat	1.842934	
Prob(F-statistic)	0.922469			

Les tests de Normalité



Empirical Distribution Test for RESID				
Hypothesis: Normal				
Date: 08/16/26 Time: 04:33				
Sample (adjusted): 1992 2025				
Included observations: 34 after adjustments				
Method	Value	Adj. Value	Probability	
Lilliefors (D)	0.120478	NA	> 0.1	
Cramer-von Mises (W2)	0.073006	0.074080	0.2474	
Watson (U2)	0.071434	0.072484	0.2260	
Anderson-Darling (A2)	0.532846	0.545637	0.1607	
Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)				
Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	7.58E-16	0.742433	1.02E-15	1.0000
SIGMA	4.329092	0.532874	8.124038	0.0000
Log likelihood	-97.56608	Mean dependent var.		6.82E-16
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		4.329092

Empirical Distribution Test for RESID				
Hypothesis: Normal				
Date: 08/16/26 Time: 05:06				
Sample (adjusted): 1992 2025				
Included observations: 34 after adjustments				
Method	Value	Adj. Value	Probability	
Kolmogorov (D+)	0.093404	0.557604	0.5370	
Kolmogorov (D-)	0.120676	0.720415	0.3542	
Kolmogorov (D)	0.120676	0.720415	0.6770	
Kuiper (V)	0.214080	1.290285	0.4053	
Cramer-von Mises (W2)	0.077724	0.068433	0.7083	
Watson (U2)	0.072912	0.071706	0.4702	
Anderson-Darling (A2)	0.544868	0.544868	0.7015	
Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.000000	*	NA	NA
SIGMA	0.143499	*	NA	NA
Log likelihood	20.76465	Mean dependent var.	-3.46E-16	
No. of Coefficients	0	S.D. dependent var.	0.132181	
* Fixed parameter value				

Le test de Breusch-Pagan-Godfrey/BPG

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	1.181299	Prob. F(5,28)	0.3433
Obs*R-squared	5.922783	Prob. Chi-Square(5)	0.3138
Scaled explained SS	7.439969	Prob. Chi-Square(5)	0.1899

Test ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.043615	Prob. F(1,31)	0.8359
Obs*R-squared	0.046363	Prob. Chi-Square(1)	0.8295

Test de White

Heteroskedasticity Test: White			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	1.107550	Prob. F(20,13)	0.4353
Obs*R-squared	21.42568	Prob. Chi-Square(20)	0.3725
Scaled explained SS	26.91410	Prob. Chi-Square(20)	0.1377