

L'impact de l'inflation sur le chômage : cas du Maroc

The impact of inflation on unemployment : the case of Morocco

Abdellaoui Yassine

Enseignant chercheur

ISPITS Rabat

Maroc

Yousfi Ilyas

Enseignant chercheur

ISPITS Kenitra

Maroc

Bennani Bouchiba Youssef

Enseignant chercheur

ISPITS Kenitra

Maroc

Date de soumission : 21/05/2025

Date d'acceptation : 04/07/2025

Pour citer cet article :

Abdellaoui Y. et al (2025) « **L'impact de l'inflation sur le chômage : cas du Maroc** », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Volume 9 : numéro 2 » pp : 263- 287.

Résumé

Les politiques publiques ont pour objectif de maintenir un faible taux de chômage tout en maîtrisant l'inflation. Une économie dynamique se caractérise généralement par une inflation modérée, ce qui favorise la stabilité des principaux indicateurs macroéconomiques tels que la croissance, les taux d'intérêt et le niveau de chômage. Il est souvent observé qu'une hausse de l'inflation s'accompagne d'une baisse du chômage, tandis qu'une diminution de l'inflation tend à provoquer une hausse de ce dernier. C'est dans cette perspective que la présente étude vise à analyser la relation de long terme entre l'inflation et le chômage, en s'appuyant sur le cadre théorique de la courbe de Phillips (1958), appliqué au contexte marocain. L'approche méthodologique adoptée repose sur le modèle ARDL, appliqué aux données du Maroc sur la période 1991-2023. Les résultats obtenus montrent qu'à long terme, l'inflation n'a eu aucun effet significatif sur le chômage dans le pays. Ainsi, les conclusions de cette analyse ne confirment pas la relation inverse entre inflation et chômage proposée par la courbe de Phillips.

Mots clés : Maroc ; marché du travail ; chômage ; inflation ; ARDL.

Abstract

The aim of public policy is to maintain low unemployment while keeping inflation under control. A dynamic economy is generally characterised by moderate inflation, which favours the stability of the main macroeconomic indicators such as growth, interest rates and the level of unemployment. It is often observed that a rise in inflation is accompanied by a fall in unemployment, while a fall in inflation tends to lead to a rise in unemployment. With this in mind, this study seeks to analyse the relationship between inflation and unemployment in the long term, particularly in the Moroccan context, by validating the Phillips curve (1958). The methodological approach adopted is based on the ARDL model, applied to Moroccan data over the period 1991-2023. The results obtained show that, in the long term, inflation has had no significant effect on unemployment in the country. Thus, the conclusions of this analysis do not confirm the inverse relationship between inflation and unemployment proposed by the Phillips curve.

Keywords : Morocco ; labour market ; unemployment ; inflation ; ARDL.

Introduction :

Les politiques monétaires sont généralement mises en œuvre afin de maîtriser l'inflation et de garantir la stabilité des prix. Pour ce faire, les autorités monétaires utilisent divers instruments, tels que les taux d'intérêt ou les réserves obligatoires, dans le but d'atténuer les effets négatifs de l'inflation sur l'économie. Toutefois, un certain niveau d'inflation peut également jouer un rôle positif en stimulant la création d'emplois et en réduisant le chômage. En effet, une hausse modérée des prix peut générer des profits supplémentaires pour les entreprises. Dans l'optique d'augmenter leur production et de bénéficier de ces gains, les entrepreneurs sont incités à embaucher davantage, ce qui correspond à la logique de la courbe de Phillips (1958). Cependant, si l'inflation persiste sur une période prolongée, ses effets peuvent devenir contre-productifs. Une hausse continue des prix peut éroder le pouvoir d'achat, freiner la demande globale et inciter les entreprises à réduire leur production en diminuant l'offre, ce qui se traduit souvent par des licenciements. Ainsi, une inflation durable n'est pas toujours bénéfique à l'emploi et peut engendrer une augmentation du chômage.

Dans ce contexte, notre étude vise à examiner l'impact de la variation des prix sur le taux de chômage au Maroc pour la période 1991-2023, en s'interrogeant plus spécifiquement sur l'existence d'une relation inverse entre inflation et chômage, telle que décrite par la courbe de Phillips (1958). La question centrale de cette recherche est donc la suivante : l'inflation a-t-elle permis de réduire le chômage au Maroc entre 1991 et 2023 ?

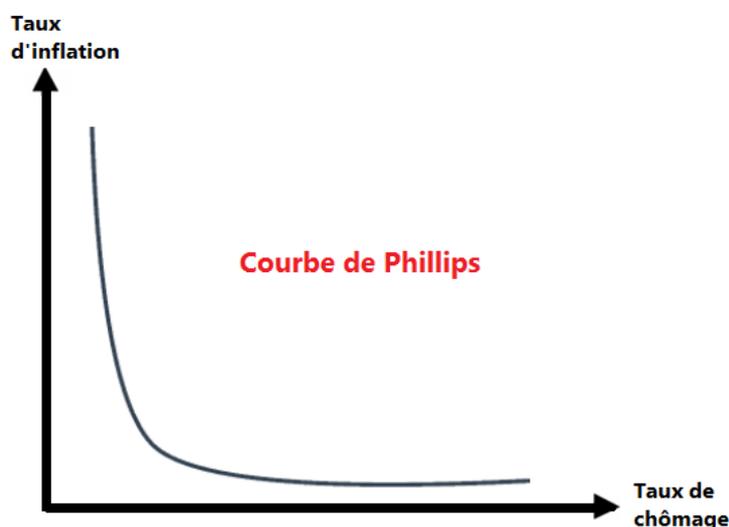
Pour répondre à cette problématique, nous recourons au modèle économétrique ARDL (Autoregressive Distributed Lag), tel que proposé par Pesaran et Shin (1995) ainsi que par Pesaran et al. (1996), dans le cadre de l'analyse de la cointégration afin d'étudier l'existence d'une relation de long terme entre le chômage (variable endogène) et l'inflation (variable exogène). Ce modèle s'inscrit dans la logique de la courbe de Phillips, qui suppose une relation négative entre les deux variables. L'analyse est fondée sur des données statistiques couvrant la période 1991-2023, extraites de la base de données de la Banque mondiale (WDI). Dans un premier temps, nous présenterons les fondements théoriques de la relation négative entre inflation et chômage, en mettant en lumière la contribution de la courbe de Phillips (1958) ainsi que les principales critiques émanant des différentes écoles de pensée économique (keynésienne, monétariste, et nouveaux classiques). Dans un second temps, nous procéderons à une analyse empirique de cette relation pour le contexte marocain à l'aide de l'approche ARDL, afin d'en vérifier la validité sur la période 1991-2023.

1. Revue de littérature théorique

1.1. La courbe de Phillips : de la relation originelle à la relation inflation-chômage

Dans une étude empirique marquante publiée en 1958, A.W. Phillips a mis en évidence une corrélation négative entre le taux de chômage des travailleurs syndiqués et le taux de croissance des salaires nominaux au Royaume-Uni, sur la période allant de 1861 à 1957. Plus précisément, le taux d'inflation salariale apparaissait beaucoup plus sensible aux variations du chômage lorsque ce dernier était faible, et moins réactif lorsque le chômage était élevé. Cette asymétrie traduit une déformation inflationniste (Humphrey, 1985). Des ajustements de la courbe de Phillips pour d'autres pays, ainsi que des analyses basées sur des données plus récentes, ont confirmé cette tendance. Par ailleurs, la courbe de Phillips semblait décrire non seulement l'inflation des salaires, mais aussi celle des prix à la consommation. Phillips (1958) a ainsi transformé la relation chômage-salaire en une nouvelle relation dite « inflation-chômage » (voir figure 1), illustrant un lien inverse entre inflation et chômage. Cette relation a toutefois été remise en question par plusieurs courants économiques, notamment les nouveaux keynésiens, les monétaristes et les nouveaux classiques.

Figure N°1 : Le modèle de la relation inflation-chômage



Source : *Abel et al (2008)*

1.2. Les critiques de la relation inflation-chômage

1.2.1. Interprétation keynésienne

Paul Samuelson et R.M. Solow (1960) ont formulé une critique importante à l'encontre de la logique de la courbe de Phillips. Selon eux, la demande peut être stimulée par les autorités publiques via des politiques budgétaires et monétaires, ce qui, dans une perspective

keynésienne, implique que la lutte contre l'inflation n'est pas nécessairement une priorité (Hoover, 2014). Les années 1970 ont toutefois bouleversé ce cadre avec le choc pétrolier, marqué par un quadruplement du prix du pétrole, qui a entraîné une forte inflation accompagnée d'une hausse simultanée du chômage. Par ailleurs, la courbe de Phillips montre une grande instabilité lorsque le chômage augmente, ce qui indique qu'il n'existe pas d'arbitrage stable entre inflation et chômage à long terme, contredisant ainsi la théorie initiale de Phillips (Hall & Hart, 2012).

1.2.2. Les monétaristes et l'anticipation adaptée

Milton Friedman et Edmund Phelps (1968) ont démontré qu'il n'existe pas d'arbitrage possible à long terme entre inflation et chômage, en insistant sur le rôle central des anticipations inflationnistes (Galbács, 2020). En effet, lorsque les salaires sont ajustés selon une inflation anticipée, les salariés s'attendent à préserver leur pouvoir d'achat et à accroître leur consommation. Toutefois, en cas de mauvaise anticipation de l'inflation, ils subissent une hausse des prix plus élevée que prévue, ce qui signifie que les salaires ne compensent pas correctement la hausse des prix, phénomène désigné sous le nom d'illusion monétaire (Hall, 2018). Ces erreurs d'anticipation résultent souvent d'un déficit d'information sur les indicateurs économiques, ce qui peut entraîner des tensions sociales et contraindre les employeurs à maintenir les salaires réels pour apaiser les revendications (Hall, 2018).

1.2.3. Les nouveaux classiques et l'anticipation rationnelle

Les travaux de Lucas (1972) marquent une avancée importante en remettant en cause l'hypothèse des anticipations adaptatives, propre aux monétaristes, dans l'analyse de l'arbitrage entre inflation et chômage. Il propose à la place le concept des anticipations rationnelles. Dans son article intitulé "*Expectations and the Neutrality of Money*", Lucas explique que les chocs monétaires peuvent avoir des effets réels à court terme parce que les agents économiques disposent d'informations imparfaites et ne parviennent pas toujours à distinguer si la variation du prix de leurs produits est relative (spécifique à leur marché) ou absolue (générale à l'ensemble de l'économie).

2. Méthodologie, modèle et choix des variables

2.1. Méthodologie de la recherche

L'un des défis les plus souvent évoqués dans la littérature sur les séries temporelles concerne la stationnarité des données. En effet, l'estimation de modèles à partir de séries non stationnaires conduit fréquemment à des résultats erronés ou trompeurs (Granger & Newbold, 1974). Pour pallier ce problème, plusieurs tests de stationnarité ainsi que des méthodes de

transformation visant à rendre les séries stationnaires ont été développés, notamment par Dickey et Fuller (1979, 1981) et Phillip P.C.B. (1987).

Par conséquent, le problème des régressions fallacieuses n'est plus considéré comme une préoccupation majeure pour les économètres. Cependant, Engle et Granger (1987) ont souligné que la stationnarisation des séries par différenciation première conduit à la perte des informations relatives aux relations de long terme. Ainsi, une série ainsi transformée ne fournit que des informations sur les dynamiques de court terme, tandis que celles à long terme sont négligées. Or, la compréhension des relations économiques repose justement sur l'analyse de ces dynamiques de long terme. C'est pourquoi Engle et Granger ont proposé un modèle combinant à la fois les ajustements de court terme et les relations d'équilibre de long terme, connu sous le nom de modèle à correction d'erreur. Cette approche repose sur l'hypothèse d'une relation d'équilibre stable entre les séries étudiées, appelée co-intégration (Ahlgren, 2002).

Cependant, la réalisation d'un test de cointégration est une étape préalable indispensable à ce type d'estimation. Engle et Granger (1987) ont proposé un test de cointégration applicable uniquement à deux variables, qui doivent partager le même ordre d'intégration. Néanmoins, une limite majeure de ce test réside dans son incapacité à détecter des relations de long terme impliquant plus de deux variables. Pour pallier cette contrainte, des tests plus généraux ont été développés, permettant d'analyser simultanément plusieurs séries sans perte d'efficacité, tout en conservant l'hypothèse fondamentale d'un ordre d'intégration identique pour toutes les variables (voir Johansen, 1988, 1991, 1996b). Or, dans la pratique, il est rare que toutes les séries étudiées soient intégrées au même ordre. Pour répondre à ce défi, des économètres ont adapté ces tests afin de les rendre applicables à des séries présentant des ordres d'intégration différents. C'est ainsi que Pesaran et ses collègues (1995, 1996, 2001) ont proposé le « bounds test » de cointégration, qui constitue aujourd'hui la base pour l'estimation des modèles ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag).

2.2. Modèle

Sur le plan empirique, pour extraire l'écart cyclique, souvent appelé « composante cyclique » dans la littérature, nous appliquons le filtre de Hodrick-Prescott (HP) (1997) aux données. Voici donc notre modèle de recherche.

$$u_t = \sum_{i=1}^P \theta_i u_{t-i} + \sum_{i=0}^Q \varphi_i INF_{t-i} + \varepsilon_t$$

Notre objectif est de mettre en lumière les effets à long terme de l'inflation sur le chômage au Maroc pour la période 1991-2023. Pour modéliser le chômage en tant que variable endogène, il est essentiel de prendre en compte non seulement son évolution passée et présente, mais également le passé des autres variables explicatives, notamment l'inflation. Ainsi, nous désignons par INF la variable représentant l'inflation, ancrée dans la logique de la courbe de Phillips (1958), par U la variable du chômage, par (i) le nombre de retards considérés, et par ε_t un terme de perturbation aléatoire (bruit blanc).

Les modèles reposant sur le mécanisme de cointégration constituent donc une approche adaptée. Nous avons ainsi opté pour une spécification ARDL, qui offre la flexibilité de sélectionner le nombre de retards propres à chaque variable ainsi que leur ordre d'intégration.

2.3. Choix de variables

L'inflation constitue l'un des déterminants majeurs des fluctuations sur le marché du travail. Cette relation s'appuie sur un cadre théorique bien établi, notamment à travers la courbe de Phillips (1958), qui met en évidence l'interaction entre l'inflation et le chômage, en combinant les dynamiques du marché du travail et celles des prix. Dans cette étude, la variable « Inflation » (INF) est extraite de la base de données *World Development Indicators* (WDI) de la Banque mondiale. De même, la variable représentant le chômage (U) provient également de cette même source.

2.4. Tests des variables du modèle

2.4.1. Le test de stationnarité des variables

Pour estimer le modèle ARDL proposé par Pesaran et Shin (1995), il est nécessaire que les variables incluses soient un mélange de séries stationnaires en niveau (I(0)) et de séries intégrées d'ordre un (I(1)). Cette condition est remplie dans notre étude, ce qui justifie le recours à cette approche pour examiner l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Afin d'évaluer la stationnarité des séries utilisées dans le modèle, nous avons appliqué le test de Dickey-Fuller augmenté (1979), dont les résultats sont présentés dans le tableau 1 ci-dessous. Ce test révèle que la variable représentant le chômage (U) est stationnaire après une différenciation (I(1)), tandis que la variable mesurant l'inflation (INF) est stationnaire en niveau (I(0)).

Tableau N°1 : Test de stationnarité des variables

Variables	Test de Dickey-Fuller augmenté				Décision
	En niveau		En différence 1ère		
	t-statistique	probabilité	t-statistique	probabilité	
U	-3.557095	0.0191	-4.709079	0.0000	I(1)
INF	-2.200832	0.2122	-	-	I(0)

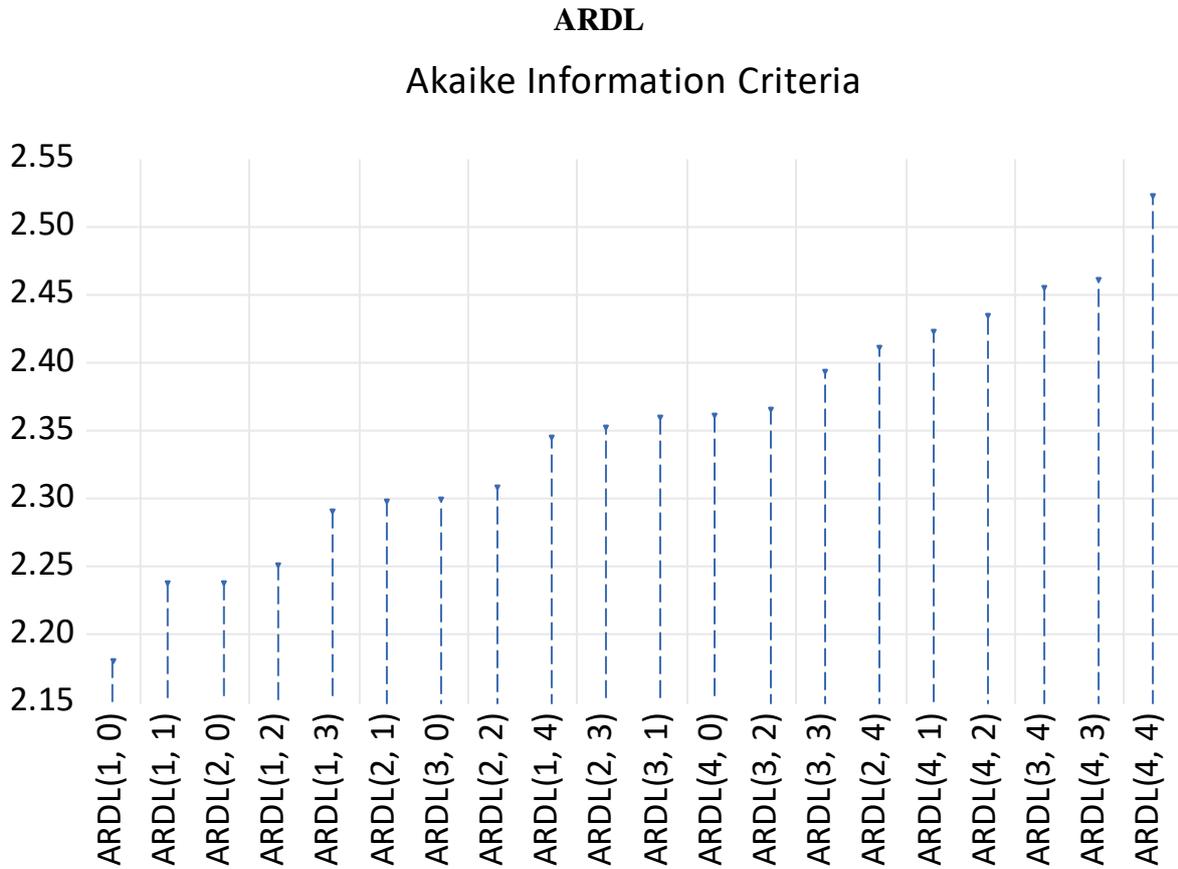
Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

2.4.2. Le test de cointégration

Le test de cointégration de Pesaran et Shin (1995), ainsi que celui de Pesaran et al. (1996b), a été appliqué à l'ensemble des variables de notre modèle. Les résultats de cette analyse sont présentés dans les figures 2 et 3 ci-dessous. En effet, deux types de tests ont été utilisés pour déterminer la structure optimale du modèle ARDL : d'une part, le critère d'information d'Akaike (AIC), illustré dans la figure 2, et d'autre part, le critère d'information de Schwarz (SIC), présenté dans la figure 3.

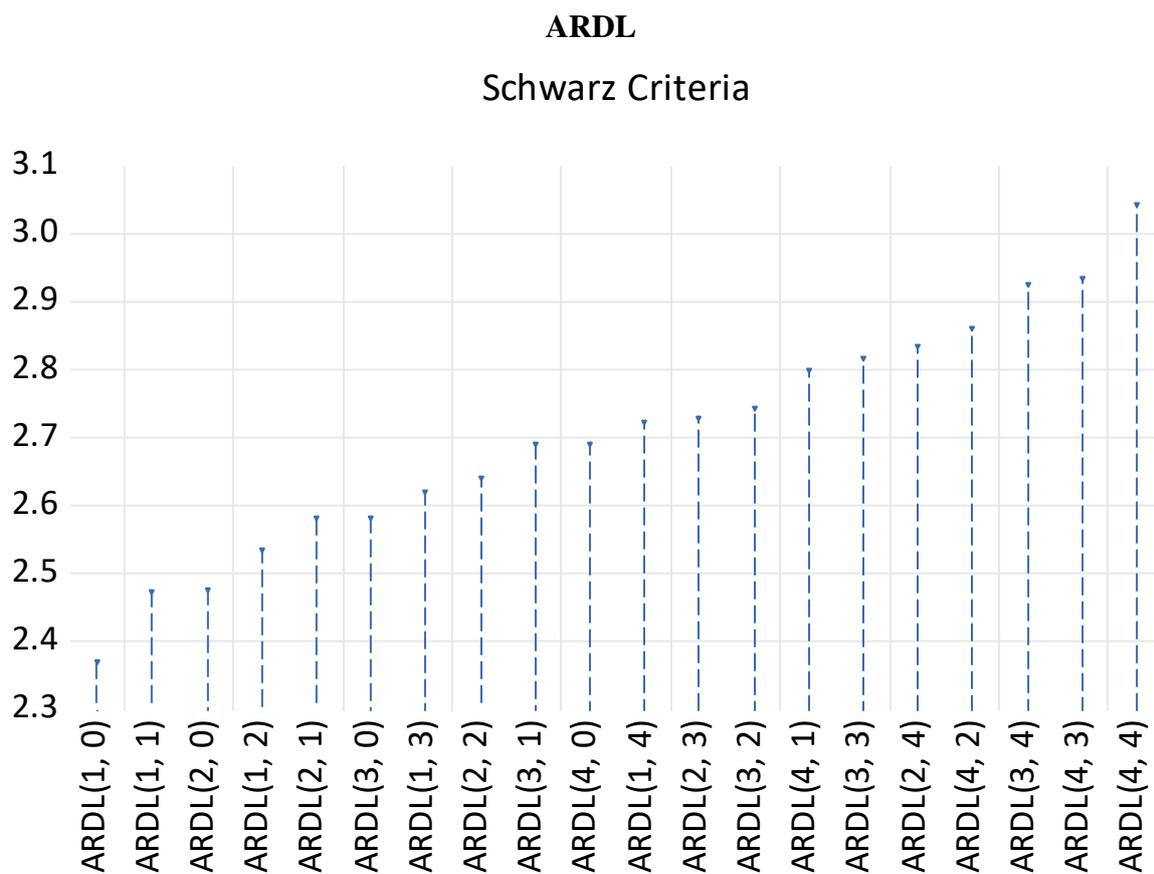
Le choix du modèle optimal repose sur celui qui connaît les critères d'information les plus faibles parmi l'ensemble des spécifications envisagées. Les résultats obtenus indiquent que le modèle (1) constitue la meilleure option. En effet, il présente la plus faible valeur du critère d'information d'Akaike (AIC), estimée à 2.15, comme le montre la figure 2. De même, ce modèle affiche également la plus faible valeur du critère de Schwarz (SIC), avec un score de 2.3, tel qu'illustré dans la figure 3.

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



Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

Figure N° 3 : valeurs du critère d'information Schwarz pour les 20 meilleurs modèles



Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

3. Résultats et discussion

3.1. Résultats du modèle ARDL

Tableau N° 2 : Coefficient de long terme du modèle ARDL

Variable	Coefficient	écart type	t-Statistique	Probabilité
INFLATION_GDP_DE...	-0.085922	0.279668	-0.307228	0.7609
@TREND	-0.169130	0.074232	-2.278382	0.0305
EC= UNEMPLOYMENT_ -(-0.0859'INFLATION_GDP_DEFLATOR_ -0.1691'@TREND)				

Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

3.2. Discussions des résultats

Effets de l'inflation sur le chômage :

En ce qui concerne l'inflation, les résultats empiriques indiquent qu'elle n'exerce aucun effet significatif sur le chômage à long terme au Maroc (voir annexe tableau (5)). En effet, la probabilité associée au coefficient de l'inflation atteint 0,76 (76 %), ce qui dépasse largement le seuil de signification de 5 % (voir tableau 2). Cela suggère que, sur le long terme, l'évolution des prix n'a pas d'impact notable sur l'économie réelle, notamment sur le marché du travail. Ce constat s'inscrit dans une perspective théorique bien établie, selon laquelle l'inflation n'affecte pas durablement le taux de chômage. Cette idée a été avancée par plusieurs courants économiques qui ont remis en question la validité de la courbe de Phillips (1958) à long terme. Parmi eux figurent les keynésiens (Samuelson et Solow, 1960), les monétaristes (Friedman et Phelps, 1968) ainsi que les nouveaux classiques (Lucas, 1972). Bien que la courbe de Phillips mette en évidence une relation négative entre inflation et chômage à court terme, ces critiques soulignent que cette relation tend à disparaître à long terme, lorsque les agents économiques ajustent leurs anticipations.

Présentée pour la première fois en 1958, la relation entre l'inflation et le chômage a été formalisée par A.W. Phillips, donnant naissance à ce qui sera plus tard connu sous le nom de courbe de Phillips (Boateng, 2015). Dans son analyse, Phillips (1958) a mis en évidence une relation négative et stable entre le taux de chômage et le taux de variation des salaires nominaux, interprétée par la suite comme un arbitrage entre inflation et chômage, ou plus largement entre le marché du travail et celui des biens et services. Ce modèle a rapidement suscité l'intérêt de nombreux économistes, car il met en lumière l'impact potentiel des politiques monétaires sur l'activité économique (Boateng, 2015).

Pour la période 1991–2023, la relation négative entre l'inflation et le chômage, telle qu'elle est décrite par la courbe de Phillips, ne semble pas être vérifiée pour le cas du Maroc. L'analyse des données issues de la Banque mondiale révèle que le taux d'inflation a légèrement augmenté, passant de 5,39 % en 1991 à 6,36 % en 2023. Parallèlement, le taux de chômage a enregistré une baisse progressive, passant d'environ 13,53 % en 1991 à 9,04 % en 2023. Ce n'est qu'en 1995 que le chômage a connu la valeur la plus importante avec une valeur de 14,05 %, soit une croissance de 1,37 % par rapport à l'année dernière.

En effet, ce niveau important du chômage peut être expliqué par une croissance économique volatile accompagné par une vulnérabilité agricole. Les années 1990 ont été marquées par de fortes fluctuations du PIB (de -5,4 % à +12,4 %) en lien avec les aléas climatiques affectant l'agriculture, pilier de l'emploi au Maroc (Rapport de la Banque Mondiale, 2023).¹ Un autre facteur qui peut expliquer le pic du chômage en 1995 est l'augmentation rapide de la population active, qui a exercé une pression considérable sur le marché du travail. Entre 1994 et 1995, le Maroc comptait environ 26 à 27 millions d'habitants, avec un taux de participation en hausse dans les zones urbaines, notamment chez les femmes.²

Parallèlement avec l'augmentation du chômage, durant la même année (1995) l'inflation a connu une valeur de 7,53 % soit une croissance de 105 % par rapport à l'année précédente (voir annexe tableau (4)). Cette dynamique s'explique par la conjonction de plusieurs facteurs, à la fois conjoncturels et structurels. En premier lieu, une sécheresse particulièrement sévère a provoqué une chute importante de la production agricole, secteur qui constitue une composante centrale de l'économie nationale. Cette contraction de l'offre alimentaire a entraîné une flambée des prix des produits agricoles (+11,5 %) et alimentaires (+8 %), comme le souligne le rapport de la banque mondiale, exerçant ainsi une pression immédiate sur l'indice général des prix à la consommation³.

¹ Independent Evaluation Group. (2023). *Chapter 1: Introduction*, in *World Bank Group's Engagement in Morocco, Fiscal Years 2011–21: Country Program Evaluation* (pp. 1–13).

² Fonds monétaire international (FMI). (1996). *Royaume du Maroc – Consultation au titre de l'article IV, 1995 : Rapport des services du FMI* (Document No. SM/96/47). Washington, DC : FMI. <https://www.imf.org/en/Publications>

³ Banque mondiale. (1995). *Morocco: Second Agricultural Sector Adjustment Loan – Project performance audit report* (Report No. 14952-MOR). Banque mondiale.

De plus, durant la même période le pays poursuivait l'exécution de son programme de réformes structurelles, entamé au début des années 1990 dans le cadre des ajustements recommandés par le FMI et la Banque mondiale. Ces réformes ont conduit à une libéralisation progressive de l'économie, notamment par la levée de certaines subventions sur les produits de base, l'énergie et les intrants agricoles. Ce désengagement partiel de l'État s'est traduit par une augmentation des coûts supportés par les ménages et les entreprises, contribuant à une inflation par les coûts (Note de conjoncture 2022, Le *Ministère* de l'*Economie* et des *Finances*)⁴.

Ces évolutions soit de l'inflation et du chômage suggèrent qu'à long terme, la relation inverse entre ces grandeurs n'est pas observée au Maroc, remettant ainsi en question la validité empirique de la courbe de Phillips dans ce contexte spécifique.

Cependant, l'absence de relation négative à long terme entre l'inflation et le chômage au Maroc a déjà été mise en évidence, tant sur le plan théorique qu'empirique, par plusieurs courants économiques ayant critiqué la logique initiale de la courbe de Phillips (1958). Cette dernière postulait l'existence d'une relation inverse entre inflation et chômage, selon laquelle une hausse de l'inflation serait associée à une baisse du chômage. Or, cette relation s'est révélée instable à long terme, comme l'ont souligné notamment les approches keynésienne, monétariste et néoclassique.

Les keynésiens, notamment Samuelson et Solow (1960), ont remis en question la validité de la relation négative entre l'inflation et le chômage à long terme telle que proposée par la courbe de Phillips (1958). Selon leur analyse, cette relation ne saurait être stable dans le temps. Ils soutiennent que la demande globale peut être stimulée par des politiques budgétaires et monétaires appropriées mises en œuvre par les pouvoirs publics. Dans cette optique, ils avancent que la lutte contre l'inflation ne devrait pas constituer une priorité absolue, dans la mesure où des interventions publiques ciblées peuvent soutenir l'emploi sans compromettre durablement la stabilité économique.

Les années 1970 ont été marquées par un profond bouleversement économique, principalement dû au premier choc pétrolier, qui s'est traduit par un quadruplement du prix du pétrole. Cet événement a engendré une forte poussée inflationniste accompagnée d'une hausse

⁴ Note de conjoncture 2022, Direction du Trésor et des Finances Extérieures, Le *Ministre* de l'*Economie* et des *Finances du Maroc*

significative du chômage. Cette situation a mis en évidence les limites de la courbe de Phillips (1958), en montrant que la relation négative entre inflation et chômage n'est pas stable dans le temps. En effet, cette période a démontré l'absence d'un arbitrage durable entre ces deux variables, remettant ainsi en cause la validité du modèle à long terme. Comme l'ont souligné Hall et Hart (2012), cette contradiction invalide la logique initiale de la courbe de Phillips, critique également formulée par le courant monétariste, notamment par Friedman et Phelps (1968).

Par ailleurs, il convient de souligner qu'entre chômage et inflation, la relation n'est pas durable, mais plutôt instable. La critique monétariste de la courbe de Phillips, formulée par Friedman et Phelps (1968), s'appuie notamment sur le rôle des anticipations d'inflation. Selon cette approche, les anticipations adaptatives reflètent une information imparfaite dont disposent les salariés sur les indicateurs économiques. Par exemple, si une inflation de 2 % est anticipée pour l'année à venir, cela influence directement les négociations salariales, qui seront alors basées sur une hausse des salaires de 2 % (Moise, 2015). Cependant, si le taux d'inflation réel dépasse celui qui avait été anticipé, les entreprises bénéficient d'une hausse des prix tout en versant des salaires inférieurs à la hausse effective des coûts, ce qui leur permet de réaliser des profits supplémentaires. Profitant de cette situation, elles sont incitées à accroître leur production en recrutant davantage, ce qui conduit à une baisse du chômage à court terme. En revanche, à long terme, les salariés prennent conscience que leur pouvoir d'achat se détériore, malgré l'illusion initiale de revenus plus élevés. Cette erreur d'anticipation pousse alors les salariés à renégocier leurs salaires réels afin de les ajuster à l'inflation effective (Moise, 2015). Ce mécanisme entraîne finalement un renversement de la situation, avec une réduction des embauches.

Par ailleurs, les chocs monétaires ont des effets réels à court terme en raison de l'asymétrie d'information : les agents économiques ne disposent pas de toutes les informations nécessaires pour distinguer si la variation des prix est relative ou absolue. En revanche, à long terme, la neutralité de la monnaie⁵ est confirmée pour le cas du Maroc sur la période 1991-2023. Cette observation illustre la dichotomie classique développée par Lucas (1972), selon laquelle, une fois les anticipations d'inflation ajustées, la politique monétaire retrouve son caractère neutre. Ainsi, les fluctuations de la demande influencent uniquement les prix, sans

⁵ La neutralité de la monnaie est l'idée qu'une variation du stock de monnaie n'affecte que les variables nominales de l'économie, telles que les prix, les salaires et les taux de change, sans aucun effet sur les variables réelles, comme l'emploi, le PIB réel et la consommation réelle. La neutralité de la monnaie est une idée importante en économie classique et est liée à la dichotomie classique.

affecter durablement la production, la consommation ou l'emploi. En effet, les agents économiques intègrent désormais dans leurs négociations salariales les effets anticipés d'une inflation intrinsèque, grâce à une meilleure information sur les indicateurs économiques.

Pour mieux comprendre l'absence d'arbitrage à long terme entre l'inflation et le chômage au Maroc, il est utile de se référer au cas de l'Indonésie. Une étude menée en 2019, portant sur la période 1987-2018, a utilisé une méthode quantitative basée sur le modèle à correction d'erreur vectorielle (VECM) afin d'analyser de manière approfondie la relation de causalité entre l'inflation et le taux de chômage dans ce pays (Wulandari et al., 2019). Les données proviennent de plusieurs sources principales, notamment la Banque mondiale, la BCI⁶ et le BPS⁷. L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle (IRF) révèle que le taux d'inflation fluctue en réaction aux chocs du chômage, tandis que les réponses du chômage aux chocs d'inflation augmentent dans un premier temps avant de diminuer progressivement. En définitive, tant à court terme qu'à long terme, l'inflation n'a pas eu d'impact significatif sur le niveau du chômage en Indonésie.

4. Diagnostique du modèle

Pour garantir la fiabilité d'un modèle, il est essentiel qu'il respecte un ensemble de conditions préalables. En pratique, cela implique de soumettre le modèle à une série de tests visant à valider la robustesse de ses résultats. C'est pourquoi nous avons effectué des tests de normalité, d'homoscédasticité, d'autocorrélation ainsi que des tests de stabilité sur les résidus du modèle.

4.1. Test d'autocorrélation

L'analyse du correlogramme montre clairement que toutes les barres se situent à l'intérieur des bandes de confiance, et que toutes les probabilités associées dépassent le seuil de significativité de 5 %. Nous en concluons donc à l'absence d'autocorrélation des résidus dans notre modèle.

⁶ Banque Centrale d'Indonésie

⁷ Bureau Central des Statistiques

Figure 4: Test d'autocorrélation

Date: 06/02/25 Time: 19:43

Sample (adjusted): 1992 2023

Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.061	-0.061	0.1297	0.719
		2	-0.224	-0.229	1.9566	0.376
		3	0.207	0.187	3.5710	0.312
		4	-0.173	-0.223	4.7369	0.315
		5	-0.132	-0.057	5.4421	0.364
		6	0.029	-0.120	5.4766	0.484
		7	-0.071	-0.051	5.6961	0.576
		8	-0.046	-0.087	5.7941	0.670
		9	0.039	-0.023	5.8662	0.753
		10	0.130	0.112	6.6985	0.754
		11	-0.094	-0.124	7.1528	0.787
		12	-0.068	-0.052	7.4018	0.830
		13	-0.020	-0.162	7.4247	0.879
		14	-0.050	-0.011	7.5780	0.910
		15	0.135	0.107	8.7500	0.890
		16	0.011	-0.015	8.7577	0.923

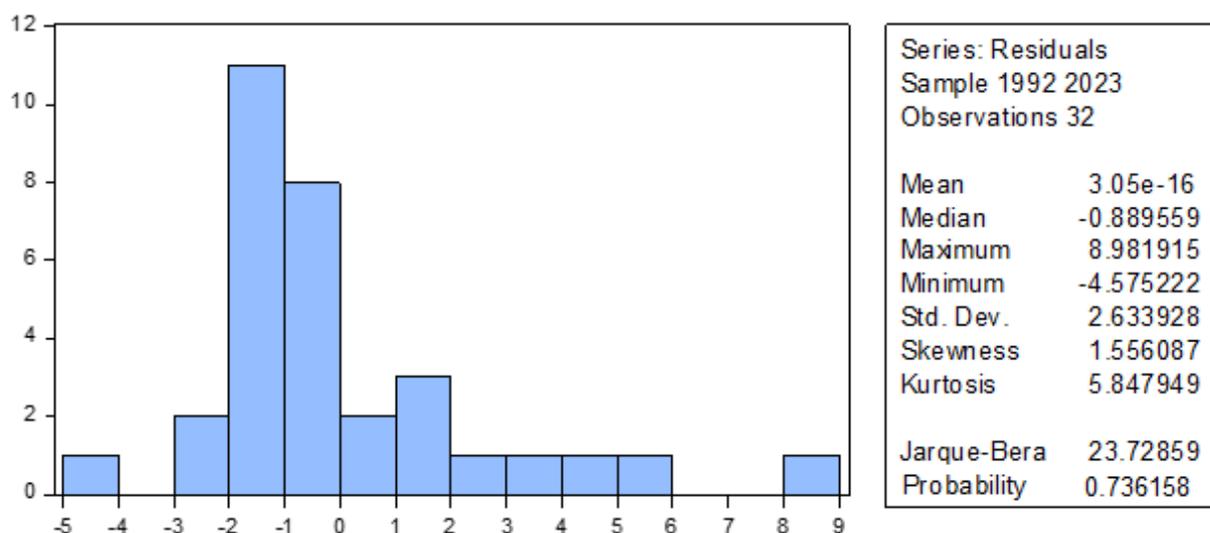
*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

4.2. La normalité des erreurs

Pour valider un modèle, il est essentiel que ses résidus suivent une distribution normale. Le test de Jarque-Bera, avec une statistique de 23,72 et une probabilité associée de 0,73 largement supérieure au seuil de 5 % indique que la distribution des résidus est normale. Ainsi, cette première condition est satisfaite.

Figure 5 : Test de la normalité des erreurs



Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

4.3 Test d'homoscédasticité

Le second test appliqué aux résidus de notre modèle est le test d'homoscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey. Ce test permet de vérifier si la variance des erreurs est constante (homoscédasticité) ou variable (hétéroscedasticité). La satisfaction de cette condition est essentielle pour que les résidus puissent être considérés comme un bruit blanc. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau 3 ci-dessous.

Tableau N°3: Test homoscédasticité

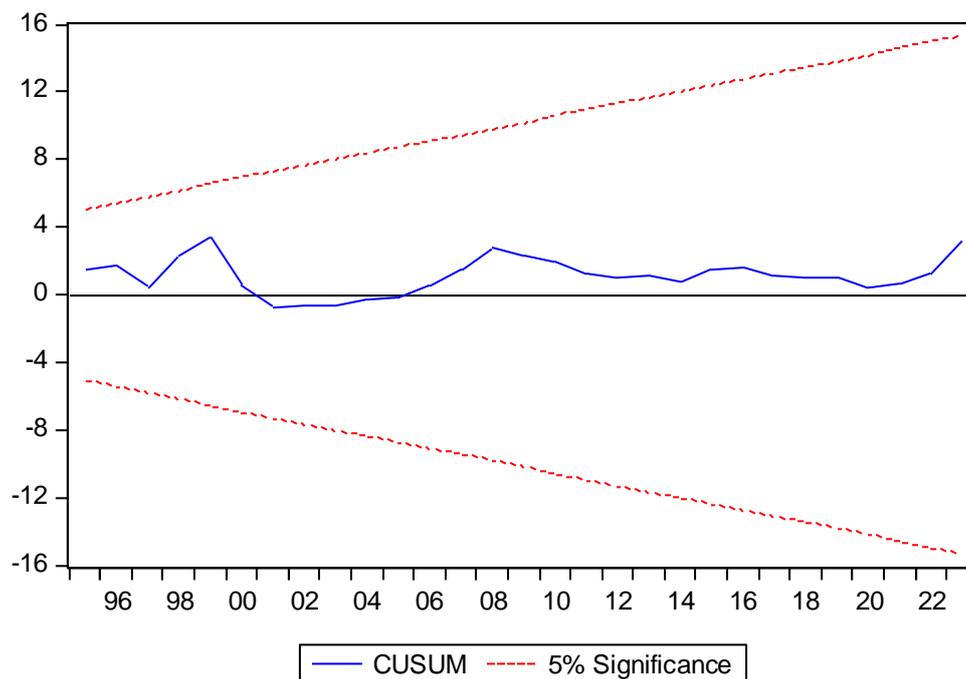
hypothèse nulle: homoscédasticité			
F-statistique	1,969283	Prob. F(20,4)	0,1578
Obs*R-squared	3,826339	Prob. Chi-Square(20)	0,1476
Scaled explained SS	7,617413	Prob. Chi-Square(20)	0,0222

Source : : réalisé par l'auteur, traitement EViews

La statistique du test de Breusch-Pagan-Godfrey, indiquée à la deuxième ligne du tableau sous l'intitulé (Obs*R-squared), est égale à 3,82, avec une probabilité associée au test du Khi-deux de 0,14, largement supérieure au seuil de significativité de 5 %. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus de notre modèle.

4.4. Test de stabilité

Pour interpréter les résultats du modèle tout en garantissant leur fiabilité, il est également nécessaire de procéder à un test de stabilité de la relation de long terme mise en évidence par le modèle. À cet effet, nous avons recours au test de CUSUM, dont les résultats sont présentés ci-dessous.

Figure 6 : Test de CUSUM

Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

Le test de stabilité CUSUM, basé sur la dynamique de l'erreur de prévision, permet de détecter les éventuelles instabilités structurelles des équations de régression au fil du temps, autrement dit, d'évaluer la stabilité du modèle. Ce test consiste à analyser l'évolution des erreurs de prévision normalisées, appelées résidus récursifs, qui correspondent à la succession des erreurs calculées entre les périodes $t-1$ et t .

Le graphique associé montre que les résidus de nos estimateurs restent stables tout au long des quatre années d'étude, ce qui confirme que ce modèle constitue un outil fiable pour prévoir l'impact des variables exogènes sur le chômage.

Conclusion

L'histoire du chômage dans la majorité des pays en développement demeure peu explorée sur le plan analytique. Au Maroc, la dynamique du marché du travail, marquée par un taux de chômage élevé et source de déséquilibres persistants, suscite un intérêt particulier. Dans le but de mieux comprendre les causes et les conséquences du chômage, nous avons mené une étude empirique portant sur l'impact de l'inflation sur le chômage. Cette analyse vise à examiner la relation inverse potentielle entre ces deux variables. Pour cela, plusieurs études empiriques

ont été prises en compte afin de vérifier l'existence d'une corrélation négative, ou au contraire, l'absence de lien significatif entre inflation et chômage (Abdellaoui,2024).

Les résultats de notre modèle ARDL, portant sur la période 1991-2023, mettent en évidence les coefficients de long terme. Il en ressort que l'inflation n'a pas d'effet significatif sur le chômage au Maroc. Cette conclusion contredit la logique de la courbe de Phillips (1958), qui postule une relation inverse entre inflation et chômage. Ainsi, à long terme, l'inflation ne semble pas influencer le chômage, ce qui rejoint les critiques formulées à l'égard de la courbe de Phillips. Ces critiques proviennent notamment de l'approche keynésienne (Samuelson & Solow, 1960), de la théorie monétariste (Friedman & Phelps, 1968) et de l'école des nouveaux classiques (Lucas, 1972), qui remettent en question la stabilité et la pertinence de cette relation dans le long terme.

Afin de lutter contre le chômage, nous formulons les recommandations suivantes :

- Il est essentiel de maîtriser l'inflation dans une optique de régulation du chômage. Bien que la Banque centrale veille à maintenir un niveau d'inflation faible en intervenant sur la masse monétaire, notamment à travers les taux d'intérêt et les réserves obligatoires, nous préconisons de ne pas viser une inflation trop faible. Un certain niveau d'inflation, soutenu et contrôlé, peut en effet stimuler l'activité économique sans compromettre les équilibres macroéconomiques. Il s'agit ainsi de trouver un juste milieu entre stabilité des prix et dynamisme économique, favorable à la création d'emplois.
- Lorsque les prix à la consommation diminuent de manière prolongée en raison d'une productivité excessive, les consommateurs ont tendance à différer leurs achats dans l'attente de prix encore plus bas. Ce comportement, connu sous le nom de paradoxe de la déflation, entraîne une contraction de la demande globale, une réduction de la production, et, par conséquent, une baisse du niveau de l'emploi. Afin d'éviter cet enchaînement défavorable à l'économie, nous recommandons que l'État stimule une inflation modérée par le biais des instruments de la politique monétaire, tout en veillant à préserver les grands équilibres macroéconomiques.

Les implications scientifiques de cette étude nous incitent à approfondir notre recherche. La compréhension de la relation négative entre l'inflation et le chômage revêt une importance majeure pour les décideurs politiques, notamment dans l'élaboration des politiques

monétaires et budgétaires visant à atteindre des niveaux d'inflation et de chômage compatibles avec les objectifs macroéconomiques. Les banques centrales s'appuient fréquemment sur les enseignements de la courbe de Phillips pour orienter leurs choix en matière de politique monétaire. Par exemple, en cas d'inflation élevée, elles peuvent relever les taux d'intérêt afin de freiner la demande et modérer l'activité économique, ce qui peut entraîner une hausse du chômage à court terme. À l'inverse, lors de périodes de chômage élevé, elles peuvent opter pour une baisse des taux d'intérêt afin de stimuler la croissance et favoriser la création d'emplois, quitte à tolérer une certaine augmentation de l'inflation.

En perspective, la relation négative entre l'inflation et le chômage, telle qu'illustrée par la courbe de Phillips, demeure au cœur des débats économiques et continue de susciter un examen approfondi. Certains éléments permettent d'envisager des pistes d'amélioration de la compréhension de cette relation. À court terme, la courbe de Phillips semble conserver une certaine validité : une relation inverse entre inflation et chômage peut encore être observée dans des contextes spécifiques. Les banques centrales s'appuient d'ailleurs sur cette dynamique pour ajuster leurs instruments de politique monétaire, cherchant un équilibre entre stabilité des prix et soutien à l'emploi. Toutefois, la solidité et la constance de cette relation dépendent de plusieurs facteurs, tels que la structure économique d'un pays, la manière dont les agents économiques forment leurs anticipations, ainsi que l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire.

Cette étude soulève plusieurs interrogations pertinentes pour approfondir l'analyse de la courbe de Phillips. Quels sont les principaux facteurs qui influencent la stabilité et l'intensité de la relation entre l'inflation et le chômage ? Dans quelle mesure la mondialisation et les transformations structurelles de l'économie ont-elles modifié la validité empirique de cette relation ? Enfin, quelles sont les implications politiques des recherches menées sur la courbe de Phillips, et comment les décideurs intègrent-ils ces résultats dans l'élaboration de leurs politiques économiques ?

L'une des principales avancées dans la recherche sur la courbe de Phillips (1958) a été réalisée par Milton Friedman et Edmund Phelps à la fin des années 1960. Ils ont introduit le concept de « taux naturel de chômage », affirmant qu'il existe un niveau de chômage d'équilibre à long terme, auquel l'inflation tend à se stabiliser. Cette approche a profondément remis en question l'idée d'un arbitrage permanent entre inflation et chômage, telle que suggérée par la courbe de Phillips initiale, en soulignant que cette relation inverse ne s'applique que sur le court terme.

Enfin, il faut mentionner que les résultats issus des modèles économétriques ne reflètent pas toujours fidèlement la réalité économique d'un pays. Par conséquent, il est essentiel d'interpréter ces résultats avec prudence et de les compléter par des analyses plus approfondies des dynamiques économiques sous-jacentes. Dans notre cas, nous envisageons de poursuivre les recherches en explorant plus en détail l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire, notamment dans leur capacité à maîtriser l'inflation tout en maintenant le chômage à des niveaux bas dans les pays en développement. L'objectif final demeure la promotion d'une croissance économique durable et inclusive.

BIBLIOGRAPHIE

ABDELLAOUI, Y. (2024). L'impact de l'inflation sur le chômage au Maroc: Essai théorique et validation empirique. *Revue Internationale du Chercheur*, 5(2).

Ahlgren, N. (2002). Inference on Cointegration in Vector Autoregressive Models (summary section only).

Banque mondiale. (1995). *Morocco: Second Agricultural Sector Adjustment Loan – Project performance audit report* (Report No. 14952-MOR). Banque mondiale.

BOATENG, E. (2015). THE RELATIONSHIP BETWEEN DOMESTIC SAVINGS AND INTERNATIONAL CAPITAL FLOWS: EVIDENCE FROM GHANA.

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*, Volume 74: numéro 366, pp: 427-431.

Fonds monétaire international (FMI). (1996). *Royaume du Maroc – Consultation au titre de l'article IV, 1995 : Rapport des services du FMI* (Document No. SM/96/47). Washington, DC : FMI. <https://www.imf.org/en/Publications>

Friedman, M. (1968), “The Role of Monetary Policy”, *The American Economic Review*, 58(1), pp : 1-17

Galbács, P. (2020). *The friedman-lucas transition in macroeconomics: A structuralist approach*. Academic Press.

Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.

Hall, R. E., & Sargent, T. J. (2018). Short-run and long-run effects of Milton Friedman's presidential address. *Journal of Economic Perspectives*, Volume 32 : numéro 1, pp : 121-134.

Hall, T. E., & Hart, W. R. (2012). The Samuelson–Solow Phillips curve and the great inflation. *History of Economics Review*, Volume 55 : numéro 1, pp : 62-72.

Haut-Commissariat au Plan du Royaume du Maroc (H.C.P).

Hoover, K.D. (2014). The Genesis of Samuelson and Solow's Price- Inflation Phillips Curve, *History of Economics Review*, Volume 61 : numéro 1, pp : 1-16.

Humphrey, T. M. (1985). The early history of the Phillips curve. *Economic review*, Volume 71 : numéro 5, pp : 17-24.

Independent Evaluation Group. (2023). *Chapter 1: Introduction*, in *World Bank Group's*

Engagement in Morocco, Fiscal Years 2011–21: Country Program Evaluation (pp. 1–13).

Lucas Jr, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of economic theory*, 4(2), 103-124.

**Ministère de
des Finances,
Publications,
conjoncture de
Trésor et des
Extérieures**

Time Unemployment Inflation, GDP deflator

**l'Économie et
Accueil,
Note de
la Direction du
Finances
(DTFE)**

(Septembre 2022), 20 sept. 2022.

Moise, O. F. (2015). Applicability of the Phillips Curve in Romania, for the Age Group 15-19 years. *Procedia Economics and Finance*, Volume 20, pp : 224-231.

Note de conjoncture 2022, Direction du Trésor et des Finances Extérieures, Le *Ministre* de l'*Economie et des Finances du Maroc*

World Bank. 2024. “World Development Indicators.”

<https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicators>

Wulandari, D., Utomo, S. H., Narmaditya, B. S., & Kamaludin, M. (2019). Nexus between inflation and unemployment: Evidence from Indonesia. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(2), 269-275.

ANNEXES

Tableau N°4 : Évolution du chômage et de l'inflation au Maroc en %

	(%)	(%)
1991	13,538	5,396316187
1992	13,8	4,587878321
1993	14,029	3,034982463
1994	13,869	0,65534023
1995	14,052	7,538402939
1996	13,398	0,435488567
1997	14,023	0,713391643
1998	13,393	11,65717021
1999	13,94	-0,120156156
2000	13,58	-1,767598684
2001	12,46	0,614522912
2002	11,59	0,959559339
2003	11,92	0,860408255
2004	10,83	0,913545179
2005	11,01	0,886221376
2006	9,67	1,445366785
2007	9,56	3,171544123
2008	9,57	4,830386393
2009	8,96	-0,452558781
2010	9,09	0,647501047
2011	8,91	-0,598844907
2012	8,99	0,533172462
2013	9,23	1,260262483
2014	9,7	0,215437762
2015	9,46	3,17293531
2016	9,3	0,969883868
2017	9,223	-0,060891014
2018	9,271	0,939181638
2019	9,194	0,816805456
2020	11,223	0,142417962
2021	10,576	2,415203557
2022	9,494	2,661861206
2023	9,044	6,360948882

Source : Base de données de la Banque Mondiale

Tableau N°5:

ARDL Long Run Form and Bounds Test
 Dependent Variable: D(UNEMPLOYMENT____)
 Selected Model: ARDL(1, 0)
 Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend
 Date: 06/25/25 Time: 19:30
 Sample: 1991 2023
 Included observations: 32

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.260187	1.578039	1.432276	0.1631
@TREND	-0.028792	0.023429	-1.228871	0.2293
UNEMPLOYMENT____(...	-0.170234	0.111799	-1.522684	0.1391
INFLATION__GDP_DE...	-0.014627	0.044787	-0.326585	0.7464

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation				
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLATION__GDP_DE...	-0.085922	0.279668	-0.307228	0.7609
@TREND	-0.169130	0.074232	-2.278382	0.0305

EC = UNEMPLOYMENT____ - (-0.0859*INFLATION__GDP_DEFLATOR____ - 0.1691*@TREND)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	0.921060	10%	4.05	4.49
k	1	5%	4.68	5.15
		2.5%	5.3	5.83
		1%	6.1	6.73
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	32	10%	4.38	4.867
		5%	5.233	5.777
		1%	7.477	8.213
Finite Sample: n=30				
		10%	4.427	4.957
		5%	5.377	5.963
		1%	7.593	8.35

Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews