

L'impact de l'inflation sur le chômage au Maroc : Essai théorique et validation empirique

The impact of inflation on unemployment in Morocco: Theoretical test and empirical validation

ABDELLAOUI Yassine

Docteur en sciences économiques et de gestion

FSJES SOUISSI

Université Mohammed V

Laboratoire de Recherche en Compétitivité Economique et Performance Managériale
Maroc

Date de soumission : 09/03/2024

Date d'acceptation : 13/05/2024

Pour citer cet article :

ABDELLAOUI Y. (2024) «L'impact de l'inflation sur le chômage au Maroc : Essai théorique et validation empirique», Revue Internationale du Chercheur «Volume 5 : Numéro 2» pp : 332 - 349

Résumé

La politique publique vise à maintenir un faible taux de chômage et une légère inflation. Une économie prospère est synonyme d'inflation maîtrisée : les prix ont tendance à augmenter sans excès ce qui peut jouer un rôle important dans la stabilité des facteurs macroéconomiques telle que la croissance économique, le taux d'intérêt et le chômage. Certes, l'économie fonctionne de telle manière que lorsque l'inflation a tendance à progresser le chômage régresse. En revanche, lorsque l'inflation baisse, le chômage a tendance à augmenter. Dans ce contexte, l'objectif principal de cette étude est de démontrer l'impact négatif de l'inflation sur le chômage, autrement dit, la validation de la courbe de Phillips (1958) pour le cas du Maroc. L'approche appliquée pour analyser l'impact de l'inflation sur le chômage au Maroc est basée sur le modèle ARDL. Pour la période que nous avons définie dans le long terme (1991-2022), l'inflation n'a connu aucun effet sur le chômage au Maroc, ce qui ne valide pas la logique de la courbe de Phillips (1958) qui a démontré qu'une hausse l'inflation réduit le chômage, autrement dit une relation négative entre l'inflation et le chômage.

Mots clés : Chômage ; inflation ; la courbe de Phillips ; marché du travail ; modèle ARDL.

Abstract

Public policy aims to maintain low unemployment and low inflation. A prosperous economy is synonymous with controlled inflation: prices tend to rise without excess, which can play an important role in the stability of macroeconomic factors such as economic growth, interest rates and unemployment. Admittedly, the economy works in such a way that when inflation tends to rise, unemployment falls. On the other hand, when inflation falls, unemployment tends to rise. In this context, the main objective of this study is to demonstrate the negative impact of inflation on unemployment, in other words, the validation of the Phillips curve (1958) for the case of Morocco. The approach applied to analyse the impact of inflation on unemployment in Morocco is based on the ARDL model. For the period that we have defined in the long term (1991-2022), inflation has had no effect on unemployment in Morocco, which does not validate the logic of the Phillips curve (1958) which has shown that an increase in inflation reduces unemployment, in other words a negative relationship between inflation and unemployment.

Keywords : Unemployment ; inflation ; Phillips curve ; labour market ; ARDL model.

Introduction

Les politiques monétaires sont souvent réalisées pour maîtriser l'inflation et conserver des prix stables à travers l'utilisation de ses principaux canaux (taux d'intérêt, les réserves obligatoires, etc.) pour éviter les répercussions de l'inflation sur l'économie. Mais un certain niveau d'inflation peut jouer un rôle majeur dans la création de l'emploi et la baisse du chômage. Subséquemment, une augmentation des prix engendre des bénéfices supplémentaires.

Les entrepreneurs désireux d'en profiter, recrutent davantage pour augmenter (la prédiction de la courbe de Phillips) la production, mais une persistance de l'inflation dans une durée prolongée peut nuire à l'emploi parce que l'augmentation continue des prix peut impacter le pouvoir d'achat et par conséquent une baisse de la demande. Donc, les entrepreneurs ont intérêt à baisser la production afin de baisser l'offre en licenciant. Nous signalons qu'une augmentation des prix n'est pas toujours bénéfique à l'emploi, ce qui va sûrement créer du chômage.

Dans ce cadre, nous essayons de vérifier l'impact de la variation des prix sur le chômage au Maroc entre 1991 et 2022 et plus précisément la relation inverse entre l'inflation et le chômage afin de valider la logique de la courbe de Phillips (1958) qui résume cette logique. Ainsi la question principale qui se pose : l'inflation a-t-elle entraîné une baisse du chômage au Maroc entre 1991 et 2022 ?

Le modèle économétrique utilisé est l'ARDL (Autoregressive Distributed Lag) proposé par Pesaran, Shin (1995) et Pesaran et al (1996b) dans la procédure de cointégration ou de consolidation pour une relation de long terme entre le chômage comme variable endogène et l'inflation comme variable exogène de notre modèle économétrique. Cela est en adéquation avec la logique de la courbe de Phillips (1958). Nous appréhendons notre analyse sur le chômage au Maroc en se basant sur les données statistiques sur l'ensemble de la période 1991-2022 sachant que les variables de notre modèle sont tirées de la base de données de la banque mondiale « WDI ».

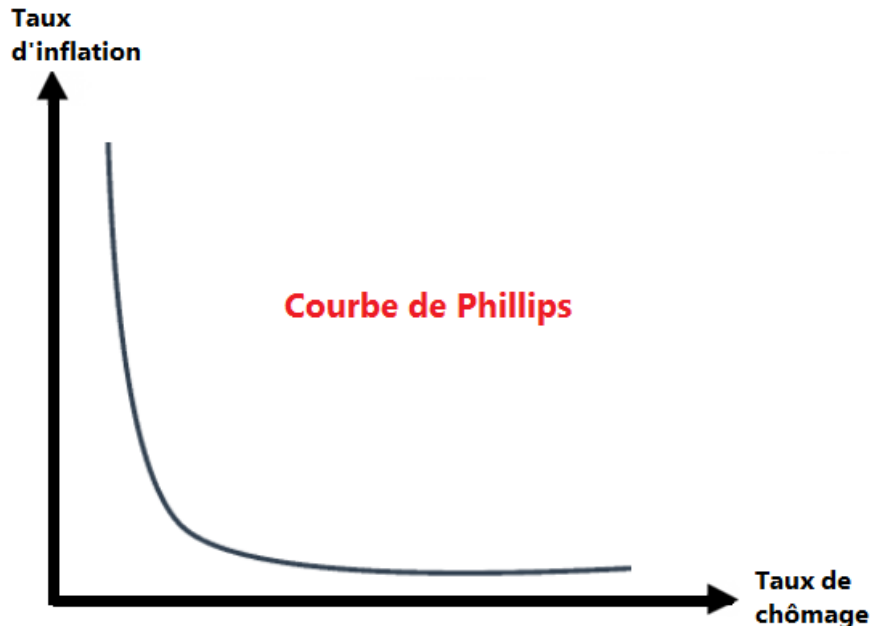
Dans un premier temps, nous rappellerons la littérature théorique sur la question de la relation négative entre l'inflation et le chômage. Plus précisément, c'est la littérature relative à la courbe de Phillips (1958) qui démontre cette logique. Puis nous aborderons les critiques des courants économiques (keynésiens, monétaristes, nouveaux classiques) de la courbe de Phillips (1958). Dans un second temps, nous tenterons d'expliquer, d'analyser et de valider la relation négative entre l'inflation et le chômage (Phillips, 1958) pour le cas du Maroc entre 1991-2022 en se basant sur l'approche ARDL.

1. Revue de littérature théorique

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

Dans une étude empirique publiée en 1958, qui a fait sensation, A.W. Phillips a montré qu'il avait existé au Royaume-Uni, entre 1861 et 1957, une corrélation négative entre le chômage des travailleurs syndiqués et le taux de croissance du salaire nominal. En effet, le taux d'inflation des salaires semblait nettement plus sensible aux variations du taux de chômage quand le chômage était faible, et moins sensible quand le chômage était élevé. Cette forme de la relation intègre l'asymétrie qui conduit à une déformation inflationniste (Humphrey, 1985). Les courbes de Phillips qui ont été ajustées pour d'autres pays et avec des statistiques récentes ont abouti à la même conclusion. En outre, la relation de la courbe de Phillips semblait décrire aussi bien l'inflation des prix que l'inflation des salaires. En effet, A.W. Phillips (1958) a mis en évidence la transformation du rapport entre le chômage et le salaire en une nouvelle relation "inflation chômage" (figure 1) ; ainsi, cette courbe est connue par une relation inverse entre l'inflation et le chômage. Cette relation a été critiquée par plusieurs courants économiques, on peut citer les nouveaux keynésiens 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 critiqué la logique de la courbe de Phillips. L'idée est que la demande peut être stimulée par les pouvoirs publics à travers des politiques budgétaire et monétaire ; ainsi, l'optique keynésienne affirme que la lutte contre l'inflation n'est pas une priorité (Hoover, 2014). En effet, les années 70 ont connu un changement de décors, la cause était le choc pétrolier (quadruplement du prix du pétrole), sans oublier l'apparition d'une forte inflation, cela a donné naissance à un dilemme qui est la hausse de l'inflation. D'un autre côté, en cas d'une augmentation du chômage, la courbe de Phillips est fluctuante, cela montre bien qu'il n'y a aucune possibilité d'arbitrage entre inflation- chômage à long terme ou au long de la courbe, ce qui est contradictoire à la logique de la courbe de Phillips (Hall & Hart, 2012).

1.2.2. Les monétaristes et l'anticipation adaptée

M.Friedman et E.Phelps (1968), ont conclu qu'il n'y a pas d'arbitrage possible à long terme de la relation inflation-chômage, alors il faut mettre en évidence le rôle des anticipations (Galbács, 2020).

En effet, dans le cas d'augmentation des salaires ajustés à l'inflation anticipée, les salariés espèrent d'avoir un pouvoir d'achat important afin d'augmenter leurs consommations ; cependant, les salariés vont être choqué par l'augmentation des prix des biens dans les marchés à cause d'une mauvaise anticipation de l'inflation, ça veut dire que les salaires sont mal ajustés en fonction de l'augmentation des prix du marché, on parle ici d'une illusion monétaire (Hall, 2018). Cependant, les mauvaises anticipations d'inflation sont les conséquences de manque d'informations sur les indicateurs économiques ; en effet, cette mauvaise anticipation mènent à des protestations et forcer les entrepreneurs à conserver les salaires réels (Sargent, 2019).

1.2.3. Les nouveaux classiques et l'anticipation rationnelle

Les travaux de Lucas(1972) indiquent qu'il a surmonté son insatisfaction à propos de l'hypothèse des anticipations adaptatives monétaristes pour traiter l'arbitrage entre inflation et chômage en la substituant à l'hypothèse des anticipations rationnelles. Dans son article intitulé "Expectations and the Neutrality of Money", Lucas expose que les chocs monétaires ont des impacts réels à court terme parce que les agents ont des problèmes d'information et ils ne parviennent pas à déterminer si la variation du prix de leurs produits est relative ou absolue.

Certes, les agents économiques doivent disposer des informations nécessaires pour prendre des décisions efficaces. En revanche, à long terme, la neutralité monétaire est assurée¹. La courbe de Phillips monétariste est ainsi un retour aux théories néoclassiques dans la mesure où la dichotomie classique se vérifie à long terme et qu'une fois les anticipations d'inflation ajustées, la politique monétaire retrouve sa neutralité. Les perturbations de la demande n'affecteront finalement que les prix, mais pas la production, la consommation et l'emploi (Motyovszki, 2013). Par conséquent, les individus incluent dans leurs exigences salariales les répercussions d'une éventuelle augmentation des prix et la mesure n'aura au final aucun effet. La courbe de Phillips est donc alors inexistante y compris à court terme : on parle alors de la super neutralité de la monnaie (Mvondo, 2018).

2. Méthodologie, modèle et choix des variables

2.1. Méthodologie de la recherche

L'un des problèmes les plus fréquemment soulevés dans la littérature sur les séries temporelles est celui de la stationnarité. L'estimation de données non stationnaires conduit généralement à des résultats trompeurs (Granger & Newbold, 1974). Ainsi, pour y remédier, des tests de stationnarité et des techniques de stationnarisation ont été développés par plusieurs auteurs (Dickey & Fuller (1979, 1981), Phillip P.C.B. (1987)).

Par conséquent, le problème des régressions fallacieuses n'est plus une priorité pour les économètres. D'autres chercheurs, comme Engle et Granger (1987) ont montré que la technique de stationnarisation en différence première fait perdre à la série ses caractéristiques de long terme. Par conséquent, une série ainsi stationnarisée ne fournit que de l'information sur le court terme, alors que l'information sur le long terme demeure absente. Il est clair que la dynamique de long terme est essentielle pour comprendre la nature même des relations entre les variables, c'est pourquoi les auteurs précités ont proposé d'intégrer les dynamiques de court terme et de long terme dans un même modèle, appelé par la suite modèle à correction d'erreur. Une telle spécification est fondée sur l'existence d'un lien de long terme entre les séries considérées (relation de co-intégration) (Maddala & Kim, 1998).

¹ 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, et qui a 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 de l'économie classique et est liée à la dichotomie classique.

Par contre, un test de cointégration est nécessaire au départ pour réaliser une telle estimation. Engle et Granger (1987) ont mis en place un test de cointégration qui n'est réalisé que sur deux variables qui doivent avoir le même ordre d'intégration. Toutefois, une des principales limites de ce test est qu'il ne peut être utilisé pour tester l'existence d'une relation à long terme sur plus de deux variables. D'où le développement d'un test plus général, capable d'être appliqué à plusieurs séries à la fois sans perdre en efficacité. Toutefois, les hypothèses sous-jacentes restent les mêmes, en l'occurrence le même ordre d'intégration (voir Johansen (1988, 1991, 1996b)). Dans la pratique, il est très rare de trouver des séries qui soient toutes intégrées au même ordre. Des économètres ont ainsi adapté les tests précités pour les rendre applicables à des séries ayant des ordres d'intégration différents. Il s'agit du "bounds test to cointegration" proposé par Pesaran et al (1996), Pesaran et Shin (1995) et Pesaran et al (2001), ainsi, ce test est utilisé comme base pour l'estimation d'un modèle appelé ARDL.

En ce qui concerne l'inflation, elle est le déterminant incontestable et incontesté des fluctuations du marché du travail. En effet, toutes les théories convergent sur la nécessité d'un tissu productif florissant dans une économie pour qu'elle génère de l'emploi et donc fasse reculer le chômage. Cette logique théorique trouve son aboutissement empirique dans la courbe de Phillips (1958), qui combine les théories de l'inflation et celle du marché du travail. Il est donc indispensable d'inclure la variable inflation comme variable exogène dans notre modèle qui cherche à expliquer notre variable endogène qui est le chômage au Maroc sur la période 1991 à 2022. Dans ce cadre, les variables de notre modèle (chômage et inflation) sont issues de la base de données World Development Indicators (WDI).

2.2. Modèle

Sur le plan empirique, pour extraire du gap, souvent appelé composante cyclique dans la littérature, nous pouvons simplement appliquer un filtre HP (Hodrick & Prescott (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 exergue les effets de long terme de l'inflation sur le chômage au Maroc entre 1991 et 2022.

Ainsi, pour expliquer le chômage comme variable endogène, il faut connaître son passé et le présent et le passé des autres variables explicatives (Inflation).

Citons alors, l'inflation (INF) qui trouve son fondement dans la logique de la courbe de Phillips (1958), Et U représente la variable du chômage, avec (i) représente le retard. Et ε_t un bruit blanc.

Notre objectif est de mettre en exergue les effets de long terme de l'inflation sur le chômage. Les modèles basés sur le mécanisme de la cointégration sont alors la solution qui s'offre à nous. Nous avons donc adopté une spécification ARDL, qui nous donne la liberté de choisir le nombre de retards par variable ainsi que l'ordre d'intégration.

2.3. Choix de variables

En ce qui concerne l'inflation, elle est le déterminant incontestable et incontesté des fluctuations du marché du travail. Cette logique théorique trouve son fondement empirique dans le cadre de la courbe de Phillips (1958), qui combine les théories de l'inflation et du marché du travail. Ainsi, la variable Inflation (INF) est tirée de la base de données World Development Indicators (WDI) et la variable du taux de chômage est également tirée de la base de données World Development Indicators (WDI).

2.4. Tests des variables du modèle

2.4.1. Le test de stationnarité des variables

Pour estimer le modèle ARDL (Pesaran & Shin (1995)), il faut le mélange de variables stationnaires en niveau (I(0)) et de variables intégrées d'ordre 1 (I(1)), ainsi pour notre cas le modèle ARDL de Pesaran et Shin (1995) est rejeté alors nous avons opté pour le test de cointégration de Engle et Granger (1987) qui permet de vérifier la cointégration entre deux séries intégrées d'ordre (1). Ainsi, pour analyser la stationnarité des variables de notre modèle, nous avons procédé au test de Dickey-Fuller augmenté (1979), comme le montre le tableau 1 ci-dessous, ce qui nous permet de conclure que nos deux variables U (chômage) et INF (inflation) sont stationnaires au premier niveau. Ainsi, la première condition d'estimation du modèle ARDL choisi (Engle & Granger (1987)) est vérifiée.

Tableau N° 1 : Test de stationnarité des variables

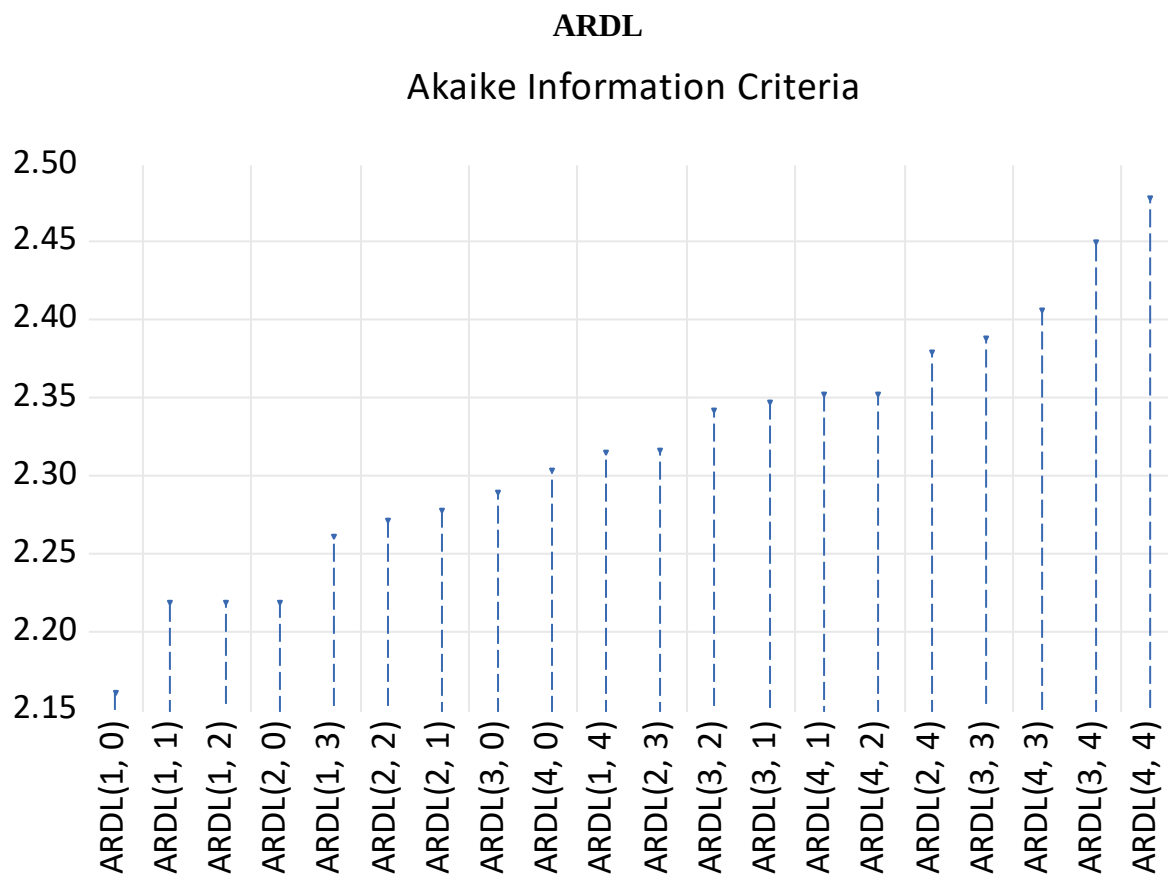
Variables	Test de Dickey-Fuller augmenté				Décision
	En niveau		En différence 1ère		
	t-statistique	probabilité	t-statistique	probabilité	
U	-2.017677	0.0436	-5,727007	0	I(1)
INF	-3.394578	0.0014	-8,801508	0	I(1)

Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

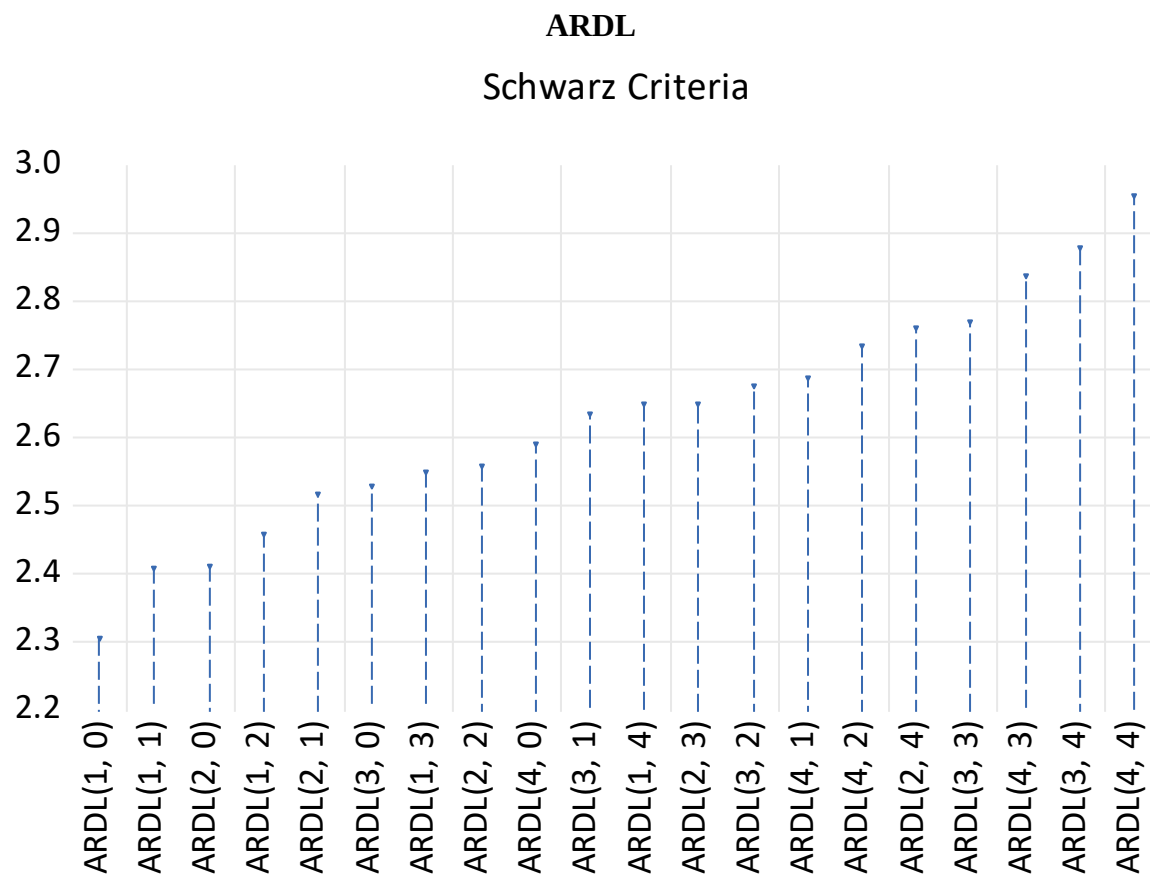
2.4.2. Le test de cointégration

En procédant au test de cointégration d'Engle et Granger (1987) sur notre modèle (toutes les variables), nous avons obtenu les résultats présentés dans les figures ci-dessous (Figure 2). En fait, deux types de tests ont été utilisés, le premier étant le critère d'information d'Akaike (Figure 2) et le second le critère d'information de Schwarz (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
INF	-0.099844	0.403546	-0.247417	0.8065
tendance	-0.125728	0.114979	-1.093482	0.2838
EC = U - (-0.0998*INF -0.1257*@TREND)				

Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

On constate à partir du tableau des coefficients ci-dessus (tableau 2) que les coefficients de l'inflation (-0,099844) et de la tendance (-0125728) ont des effets négatifs sur le chômage au Maroc mais ils ne sont pas significatifs car leurs probabilités sont largement supérieures au seuil de signification de 5% (80% pour l'inflation et 28% pour la tendance) ce qui rejette la

relation négative entre l'inflation et le chômage au Maroc durant la période étudiée de 1991 à 2022.

3.2. Discussion de l'Effet de l'inflation sur le chômage au Maroc

S'agissant de l'inflation, elle n'a fait preuve d'aucun effet significatif sur le chômage à long terme. L'évolution des prix n'a pas en définitif un impact sur l'économie réelle à long terme et aussi sur le chômage (marché du travail). Dans cet optique, la théorie économique nous renseigne sur l'absence de l'effet de l'inflation sur le chômage à long terme comme en témoigne les critiques de la courbe de Phillips (1958) par les courants keynésien (Samuelson & Solow, 1960) et monétariste (Friedman & Phelps, 1968) et par les critiques de l'école des nouveaux classiques (Lucas, 1972). Nous savons que la courbe de Phillips (1958) est un concept général inclusif qui a fourni une corrélation négative entre l'inflation et le chômage. Elle a été présentée pour la première fois en 1958 et appelée plus tard la courbe de Philips (Fuhrer, et al., 2008). Philips (1958) a observé qu'une seule courbe stable peut être utilisée pour représenter l'arbitrage d'une corrélation inverse entre l'inflation et le chômage ou d'une autre façon l'arbitrage entre le marché du travail et le marché des biens et services. Ce modèle a été au cœur des préoccupations de nombreux économistes car il éclaire l'effet de la politique monétaire sur une économie (Boateng, 2015).

Durant la période étudiée de 1991 à 2022, nous relevons que la corrélation négative entre l'inflation et le chômage est loin d'être validée dans le cas du Maroc. Ainsi, en analysant les données du chômage et de l'inflation relatives à la période 1991-2022, nous remarquons que le taux d'inflation est passé de 1,34% en 1991 à 3,05 % en 2022 ; quant à la courbe du chômage, elle a diminué progressivement : le taux du chômage a régressé en 2022 pour s'établir environ à 9,99 %, alors qu'il était à 13,57 % en 1991². Donc, la relation inverse entre l'inflation et le chômage n'est pas vérifiée à long terme au Maroc entre 1991 et 2022 malgré le coefficient du modèle qui est négatif et qui valide l'arbitrage négatif entre l'inflation et le chômage (la courbe de Phillips, 1958) mais comme nous avons déjà cité que la probabilité du coefficient dépasse largement le seuil de signification de 5%. Or, l'absence de la relation inverse entre l'inflation et le chômage à long terme au Maroc est déjà démontrée théoriquement et empiriquement par plusieurs courants qui ont critiqué la logique de Phillips (1958).

L'arbitrage de la relation inverse entre l'inflation et le chômage à long terme a été très critiqué

² Données de la banque mondiale, 1991-2022

(Samuelson & Solow, 1960). Effectivement, la demande peut être soutenue par les pouvoirs publics en appliquant des politiques budgétaires et monétaires convenables, par conséquent, il est argumenté que la lutte contre l'inflation ne doit pas être une priorité (Samuelson & Solow, 1960). Les années 70 ont été marquées par un bouleversement à cause du premier choc pétrolier (le quadruplement du prix du pétrole) qui a déclenché une importante inflation accompagnée d'une montée remarquable du chômage. Dans ce cas, en se référant à la courbe de Phillips (1958), elle est fluctuante et confirme qu'il n'y a pas de possibilité d'arbitrage à long terme entre l'inflation et le chômage. Cette contradiction annule la logique de la courbe de Phillips (Hall & Hart, 2012) qui a été critiquée par le courant monétariste (Friedman & Phelps, 1968).

Cependant, il faut préciser qu'entre le chômage et l'inflation, il n'existe pas une relation durable, mais une relation instable. Nous rappelons que la critique monétariste à la courbe de Phillips est basée sur le rôle des anticipations de l'inflation. En effet, l'anticipation adaptée monétariste est déterminée par une information imparfaite sur les indicateurs de l'économie détenus par les salariés. A titre d'exemple, une inflation anticipée de 2% pour l'année à venir, influence la négociation salariale qui sera construite sur une augmentation du salaire de 2%. Mais si le taux d'inflation s'avère plus élevée que celui anticipé, les entreprises profitent de l'augmentation des prix et réalisent des bénéfices supplémentaires parce qu'elles versent des revenus moins élevés par rapport au salaire réel. Profitant de l'augmentation des prix qui engendrent des bénéfices supplémentaires, les entreprises sont encouragées à recruter plus pour augmenter la production, d'où la baisse du chômage à court-terme. Mais à long terme, les salariés ont l'illusion de percevoir des revenus plus importants au moment où leur pouvoir d'achat se détériore. Cette erreur d'anticipation, pousse les salariés à renégocier les salaires réels³ pour les adapter à la réalité de l'inflation anticipée (Moise, 2015). Ainsi, nous assistons au renversement de la situation menant à la baisse de l'embauche.

En outre, les chocs monétaires ont des impacts réels à court terme parce que les agents n'ont pas accès à l'information (asymétrie d'information) et ne parviennent pas à déterminer si la variation du prix des produits est relative ou absolue. En revanche, à long terme, la neutralité monétaire est assurée et validée dans le cas du Maroc durant la période 1991-2022. Nous évoquons ici la dichotomie classique qui se vérifie à long terme. Précisément, une fois les anticipations d'inflation ajustées, la politique monétaire retrouve sa neutralité. Les perturbations de la demande n'affecteront finalement que les prix, mais pas la production, la consommation

³ Le salaire réel est le salaire nominal ajusté au taux d'inflation prévu ou anticipé

ou l'emploi (Lucas, 1972). En effet, les individus incluent dans leurs exigences salariales les répercussions d'une inhérente hausse des prix parce qu'ils disposent des informations suffisantes sur les indicateurs économiques.

Pour mieux comprendre l'absence de l'arbitrage à long terme entre l'inflation et le chômage au Maroc nous présentons comme exemple le cas de l'Indonésie. Dans ce pays, une étude a été réalisée en 2019 couvrant la période de 1987 à 2018. Il a été appliqué une méthode quantitative utilisant le modèle de correction d'erreur vectorielle (VECM) afin de comprendre de manière exhaustive la causalité entre l'inflation et le taux de chômage (WULANDARI, et al., 2019). Les données ont été recueillies auprès de diverses sources principales, notamment la Banque mondiale, la Banque Centrale d'Indonésie et le Bureau Central des Statistiques (BPS). La fonction de réponse impulsionnelle (IRF), montre que le taux d'inflation fluctue en réponse au choc du chômage. Les réponses du taux de chômage aux chocs de l'inflation ont d'abord augmenté jusqu'à ce qu'elles finissent par diminuer (WULANDARI, et al., 2019). Enfin, tant à long terme qu'à court terme, l'inflation en Indonésie n'a pas impacté le niveau du chômage.

3.3. Diagnostique du modèle

3.3.1. Test d'autocorrélation

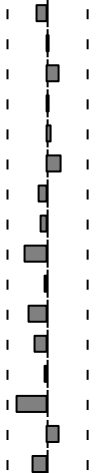
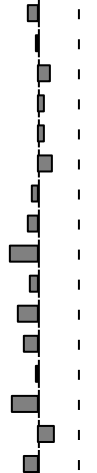
En observant le corrélogramme, on peut constater que tous les rectangles se trouvent à l'intérieur du corridor et que toutes les probabilités sont supérieures au seuil de signification de 5 %, ce qui permet de conclure l'absence d'autocorrélation des erreurs de notre modèle.

Figure N° 4: Test d'autocorrélation

Date: 03/19/24 Time: 23:43

Sample (adjusted): 1992 2022

Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.095	-0.095	0.3065	0.580
		2 -0.006	-0.015	0.3079	0.857
		3 0.103	0.102	0.6949	0.874
		4 0.021	0.041	0.7120	0.950
		5 0.036	0.045	0.7642	0.979
		6 0.122	0.123	1.3776	0.967
		7 -0.070	-0.054	1.5879	0.979
		8 -0.059	-0.083	1.7450	0.988
		9 -0.200	-0.255	3.6092	0.935
		10 -0.010	-0.067	3.6138	0.963
		11 -0.157	-0.182	4.8715	0.937
		12 -0.113	-0.130	5.5595	0.937
		13 -0.023	-0.020	5.5908	0.960
		14 -0.267	-0.239	9.8800	0.771
		15 0.109	0.153	10.639	0.778
		16 -0.116	-0.123	11.559	0.774

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

3.3.2. Test d'homoscédasticité

Le deuxième test effectué sur les résidus de notre modèle est le test d'homoscédasticité de Breuch Pagan Godfrey. Il permet de vérifier si la variance de la série est constante (homoscédasticité) ou au contraire variable (hétéroscédasticité). La confirmation de cette condition est essentielle si l'on veut parler de bruit blanc. Les résultats du test sont présentés dans le tableau (3) ci-dessous.

Tableau N° 3 : Test homoscédasticité

hypothèse nulle: homoscédasticité			
F-statistique	0,229830	Prob. F(20,4)	0,7962
Obs*R-squared	0,500689	Prob. Chi-Square(20)	0,7785
Scaled explained SS	0,816531	Prob. Chi-Square(20)	0,6648

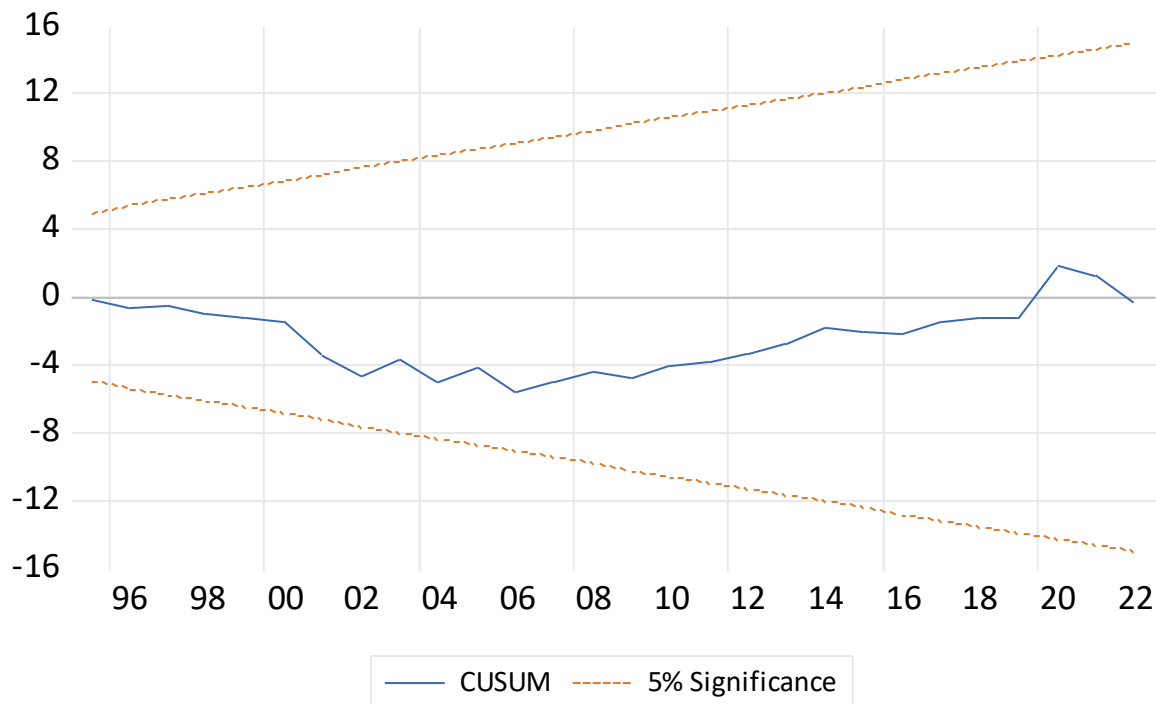
Source : réalisé par l'auteur, traitement EViews

La statistique du test de Breuch Pagan Godfrey est présentée dans la deuxième ligne du tableau (Obs*R-carré), et est égale à 0,50, ce qui est associé à une probabilité de Khi-deux (0,77) dépassant largement le seuil de signification de 5%. Nous acceptons donc l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus dans notre modèle.

3.3.3. Test de stabilité

Pour analyser les résultats du modèle et s'assurer de leur fiabilité, il est important de tester la stabilité de la relation à long terme présentée par le modèle. Nous avons utilisé le test du CUSUM, que nous présentons ci-dessous (figure 5).

Figure N° 5 : 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 repérer les instabilités structurelles des équations de régression au fil du temps, donc la vérification de la stabilité du modèle. En effet, l'idée principale de ce test est d'étudier l'évolution dans le temps de l'erreur de prévision normalisée, et cette succession d'erreurs de prévision calculées à $t-1$ et t est appelée résidu récursif.

Ce graphique permet de constater que les résidus de nos estimateurs sont stables tout au long des 27 années d'étude, ce qui fait de ce modèle un très bon outil de prévision de l'effet des variables exogènes sur le chômage.

Conclusion

L'histoire du chômage dans la grande majorité des pays en développement n'a pas fait l'objet d'analyse approfondie. Le problème de la compréhension de la dynamique du marché du travail

au Maroc, caractérisé par un taux de chômage élevé, source de déséquilibre du marché du travail, a retenu notre attention. Afin de comprendre les causes et les conséquences du chômage, nous avons appliqué une étude empirique relative aux effets de l'inflation sur le chômage. Afin de démontrer la relation inverse inflation-chômage, des études empiriques ont été analysées pour valider la relation négative entre l'inflation et le chômage ou l'inexistence de cette relation (Tenzin, 2019 ; Wulandari, Narmaditya et Kamaludin, 2019 ; Omranet et Bilan, 2021).

Les résultats de notre modèle ARDL se présentent sous la forme de coefficients de long terme au cours de la période étudiée 1991-2022. L'inflation n'a pas eu d'effet significatif sur le chômage au Maroc, ce qui contredit la logique de la courbe de Phillips (1958) qui montre qu'il existe une relation négative entre l'inflation et le chômage. Ainsi, l'inflation n'a pas d'impact sur le chômage à long terme, ce qui est cohérent avec les critiques de la courbe de Phillips (1958) selon la logique keynésienne (Samuelson & Solow, 1960), la logique monétariste (Friedman & Phelps, 1968)) et celle des nouveaux classiques (Lucas, 1972).

Pour contrecarrer le phénomène du chômage, nous recommandons ce qui suit :

- De contrôler l'inflation pour maîtriser le chômage. Nous savons que l'inflation est surveillée de près par la banque centrale pour la maintenir à un niveau très bas en agissant sur l'offre de la monnaie par le biais des taux d'intérêts et des réserves obligatoires. Notre opinion va dans le sens de maintenir un certain taux d'inflation au niveau de l'économie sans pour autant porter atteinte aux équilibres macroéconomiques.
- Lorsque les prix à la consommation baissent de façon continue parce que le pays devient trop productif, les consommateurs apprennent à retarder leurs achats pour attendre une meilleure affaire. L'effet net de ce paradoxe est de réduire la demande globale, ce qui entraîne une baisse de la production et une baisse du recrutement expliquant ainsi la création du chômage. Donc, nous recommandons à l'Etat de stimuler une certaine inflation à travers les outils de la politique monétaire en préservant l'équilibre macroéconomique du pays.

Les implications scientifiques de ce travail nous poussent à élargir notre recherche. En effet, la compréhension de la relation négative entre l'inflation et le chômage est cruciale pour les décideurs politiques lorsqu'ils formulent des politiques monétaires et fiscales afin d'atteindre les niveaux d'inflation et de chômage souhaités. Les banques centrales s'appuient souvent sur la courbe de Phillips pour guider leurs décisions de politique monétaire. Par exemple, lorsque

l'inflation est élevée, les banques centrales peuvent augmenter le taux d'intérêt afin de réduire la demande et ralentir l'économie, ce qui risque d'augmenter le chômage à court terme. Inversement, en période de chômage élevé, les banques centrales peuvent abaisser le taux d'intérêt pour stimuler l'activité économique et réduire le chômage, ce qui peut entraîner une hausse de l'inflation.

En perspective, la relation négative entre l'inflation et le chômage, telle que décrite par la courbe de Phillips, continuent de faire l'objet d'un débat et d'un examen minutieux de la part des économistes. Quelques points de vue sur sont importants pour l'amélioration de cette relation. En effet, au niveau de la dynamique du court terme, la relation négative entre l'inflation et le chômage, telle qu'elle est décrite par la courbe de Phillips, peut encore se vérifier dans une certaine mesure. Les banques centrales utilisent souvent des outils de la politique monétaire pour gérer ce compromis, en visant un équilibre entre la stabilité des prix et le plein emploi. Toutefois, la force et la stabilité de cette relation peuvent varier en fonction de facteurs tels que la structure de l'économie, la formation des anticipations et l'efficacité des instruments de la politique monétaire.

Plusieurs questions relatives à cette recherche peuvent être posées : Quels sont les principaux facteurs susceptibles d'influencer la stabilité et la force de la relation de la courbe de Phillips ? Comment la mondialisation et les changements structurels de l'économie ont-ils affecté l'applicabilité de la courbe de Phillips ? Quelles sont les implications politiques de la recherche sur la courbe de Phillips et comment les décideurs politiques utilisent-ils cette recherche pour orienter leurs décisions ?

La principale contribution de la recherche sur la courbe de Phillips (1958) était menée par Milton Friedman et Edmund Phelps qui ont introduit le concept de taux naturel de chômage à la fin des années 1960. Ils ont soutenu qu'il existe un niveau de chômage d'équilibre à long terme, souvent appelé « taux naturel », auquel l'inflation reste stable. Cette idée remettait en cause l'arbitrage simpliste suggéré par la courbe de Phillips.

Enfin, il faut souligner que les résultats obtenus à partir des modèles économétriques ne reflètent pas toujours la réalité de la situation économique d'un pays, de sorte qu'il faut toujours se méfier des résultats et réaliser des études et des analyses plus approfondies des phénomènes économiques. Nous tenterons, dans notre cas, d'approfondir les études sur l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire pour contrôler l'inflation sur le marché et maintenir le chômage à des niveaux très bas pour les pays en voie de développement, toujours dans le but d'assurer la prospérité de l'ensemble de l'économie.

BIBLIOGRAPHIE

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.

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.

Ministère de l'Économie et des Finances, Accueil, Publications, Note de conjoncture de la Direction du Trésor et des Finances Extérieures (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.

Motyovszki, G. E. R. G. Ó. (2013). The evolution of the Phillips curve concepts and their implications for economic policy. *History of Economic Thought*”, *Term Paper*, *Central European University*.

MVONDO, E. T. (2018). Réflexion sur la norme de convergence en matière d'inflation dans la CEMAC. *BEAC Occasional Paper (BOP No. 01/18)*.

World Bank. 2020. “World Development Indicators.”

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