



Impact des chocs climatiques sur l'inflation au Maroc : Evidence empirique à partir d'un modèle ARDL

Impact of climate shocks on inflation in Morocco: Empirical evidence from an ARDL model

Nour-Edine EL BOUAZIZI

Laboratory for Innovation, Quantitative Research, and Sustainable Development (LIREQ-2D)

Faculty of Legal, Economic, and Social Sciences Marrakesh, Morocco.

Cadi Ayyad University of Marrakech, Morocco.

Basma BANGOUZLANE

(PhD student) Laboratory for Innovation, Quantitative Research, and Sustainable Development (LIREQ-2D)

Faculty of Legal, Economic, and Social Sciences Marrakech, Morocco.

Cadi Ayyad University of Marrakech, Morocco.

Résumé

Le changement climatique représente une menace planétaire majeure, il se manifeste principalement par une concentration des gazes à effet de serre dans l'atmosphère, en particulier du dioxyde de carbone, ce qui entraîne une augmentation continue et sans précédent de la température mondiale. En outre, les perturbations climatiques pourraient induire des pressions inflationnistes. Ainsi, plusieurs travaux ont été consacrés à l'étude des effets économiques du changement climatique sur les variables économiques particulièrement sur l'inflation dans le cadre des analyses menées par les banques centrales, Faccia et al (2021), Batten et al(2016). L'objectif de cet article est d'analyser les effets du changement climatique sur l'inflation, en se concentrant sur le contexte marocain entre l'année 1980 et 2024. L'approche empirique mobilisée repose sur le Modèle Autorégressif à Retards Echelonnés (ARDL), Pesaran et al (2021). Les résultats suggèrent que les variables, l'indice des prix à l'importation, la température et la croissance de la masse monétaire influencent positivement l'inflation, tandis que les variables précipitations, PIB agricole et le taux directeur exercent un effet négatif sur le taux d'inflation.

Mots clés : Changement climatique, Inflation, Pressions inflationnistes, ARDL

Abstract

Climate change is a major global threat, manifested mainly by a concentration of greenhouse gases in the atmosphere, particularly carbon dioxide, which is causing a continuous and unprecedented rise in global temperatures. In addition, climate disruptions could lead to inflationary pressures. Several studies have therefore been devoted to examining the economic effects of climate change on economic variables, particularly inflation, as part of analyses conducted by central banks (Faccia et al. (2021), Batten et al. (2016)). The objective of this article is to analyze the effects of climate change on inflation, focusing on the Moroccan context between 1980 and 2024. The empirical approach used is based on the Step Lag Autoregressive Model Pesaran et al(2021), and causality in the sense of Toda-Yamamoto (1995). The results suggest that the variables import price index, temperature, and money supply growth have a positive influence on inflation, while the variables precipitation, agricultural GDP, and the key interest rate have a negative effect on the inflation rate.

Keywords: Climate change, Inflation, ARDL.



Introduction

Depuis la première révolution industrielle au milieu du 18^{ème} siècle et de la forte industrialisation au 19^{ème} et 20^{ème} siècle, le changement climatique se manifeste comme une crise multidimensionnelle définie par une hausse de la température et des vagues de chaleur extrêmes. Une intensification des phénomènes météorologiques (canicules, sécheresses, inondations...) et une élévation du niveau des océans. Cependant, les perturbations climatiques, pourraient induire des pressions inflationnistes en affectant les facteurs de l'offre, notamment la main-d'œuvre, le capital physique et la technologie ou ceux de la demande globale, telles que la consommation, l'investissement et le commerce international.

Durant les dernières décennies, le climat au Maroc a subi des transformations qui perturbent largement les caractéristiques temporelles et spatiales des températures et précipitations. Ces perturbations ont rendu l'année 2023 comme étant l'année la plus chaude jamais enregistrée au Maroc depuis au moins le début du 20^{ème} siècle, par rapport la normale climatologique de 1,77°C calculée sur la période (1981-2010)1001.

L'inflation demeure au cœur des préoccupations de politique économique. Au cours de la dernière décennie, l'économie mondiale a fait face à une poussée inflationniste sans précédente. Cette dynamique s'explique par la conjugaison de crises géopolitiques, ayant propulsé les cours de l'énergie et des matières premières, et de chocs d'offre majeurs liés aux perturbations des chaînes de production mondiales. À cela s'ajoute l'impact critique de la crise climatique (sécheresses, inondations), qui perturbent durablement l'offre agricole. Le Maroc n'échappe pas à ce contexte global. En effet, malgré la politique monétaire rigoureuse de la banque centrale (Bank Al-Maghrib), le pays a vu son inflation bondir à 6,6 % en 2022, avant d'atteindre un pic de 10,1 % en 2023, selon le rapport de la banque mondiale1002.

Dans cette perspective, l'enjeu central de notre étude consiste à déterminer dans quelle mesure les phénomènes climatiques extrêmes influencent la dynamique inflationniste au Maroc. Pour ce faire, notre démarche s'articule autour de trois axes : nous dresserons d'abord un état de l'art de la littérature, synthétisant les approches théoriques et les évidences empiriques du lien climat-inflation ; nous détaillerons ensuite le cadre méthodologique retenu, pour enfin exposer et analyser les résultats de nos travaux.

1. Revue de littérature

1.1. Revue théorique : La relation entre le changement climatique et inflation

Le changement climatique est considéré comme l'un des aspects les plus marquants aujourd'hui. Il peut avoir divers problèmes socio-économiques tels que la pauvreté, l'inflation et la sécurité alimentaire. Par ailleurs, les événements extrêmes du changement climatique peuvent également entraîner des fluctuations au niveau de la demande ainsi que des chocs d'offre, of England (2020)1003 et NGFS (2020)1004.

L'étude du lien entre changement climatique et inflation a suscité l'intérêt de plusieurs chercheurs. Les économistes experts du fonds monétaire international, comme Signe Krogstrup et William Oman, (2019)1005, ont analysé dans leur étude

1001 Ministère de l'Équipement et de l'Eau Direction Générale de la Météorologie, « Maroc Etat du Climat en 2023 », page.3, https://www.marocmeteo.ma/sites/default/files/climat_report/pdfs/Maroc_Etat_Climat_2023.pdf consulté le 29/05/2025

1002 Choukar, E. (2024). « Analyse et étude du problème de l'inflation dans le contexte du Maroc », Revue Internationale de la Recherche Scientifique, ISSN : 2958-8413Vol. 2, No. 5.

1003 of England, B. (2020). « Climate change: possible macroeconomic implications ».

1004 NGFS. (2020). « Climate change and monetary policy: Initial takeaways ». Technical document.

1005 Krogstrup, S., et Oman, W. (2019). « Macroeconomic and financial policies for climate change mitigation: A review of the literature », International Monetary Fund.



intitulée « *les politiques macroéconomiques et financière pour l'atténuation du changement climatique* », que la politique monétaire n'a traditionnellement pas été considérée comme pertinente pour les efforts à long terme de lutte contre le changement climatique.

La politique monétaire a généralement pour mandat de mener une politique de stabilisation, tandis que les autorités budgétaires sont responsables des politiques structurelles et redistributives à long terme, tant au sein des générations actuelles qu'entre les générations futures.

Dans ce sens, les risques liés au changement climatique peuvent affecter les mandats d'une banque centrale en ce qui concerne la stabilité des prix et la stabilité financière, cela à travers quatre canaux principaux à savoir : l'incertitude liée au climat et la dynamique de l'inflation, la dette publique, les inégalités des revenus et la marge de manœuvre de la politique monétaire conventionnelle.

Sans doute, les risques climatiques ont un impact direct sur la dynamique de l'inflation. Cette dernière est l'objectif prioritaire des banques centrales, elle influera la prise de décision en matière de la politique monétaire. En effet, les chocs exogènes provoqués par les conditions météorologiques ont un impact considérable sur les niveaux des prix, notamment ceux des produits alimentaires. Selon la BCE, le réchauffement pourrait augmenter l'inflation alimentaire mondiale de 0,9 à 3,2 points de pourcentage par an d'ici 2035. Il en résulte que les événements météorologiques pourraient augmenter la volatilité de l'inflation. Dans ce sens, des autres comme Ondogo, Misati, Kamau et Kisingu, (2022) 1006, ont montré que le continent africain n'échappe pas de la tendance mondiale, en effet les auteurs mettent en évidence le rôle déterminant des chocs d'approvisionnement, notamment les variations pluviométriques et la hausse des prix des importations alimentaires, dans la formation des prix locaux. Cela montre la vulnérabilité des pays africains face aux aléas climatiques ainsi que les fluctuations des marchés mondiaux. De plus les ménages adoptent un comportement d'épargne préventive en accumulant davantage de richesse. Cette stratégie leur permet de se prémunir contre les chocs économiques induits par les aléas climatiques.

Également, la dette publique et les inégalités des revenus font partie des préoccupations pris en compte par les banques centrales dans leurs stratégies monétaires. A la suite d'un choc climatique, les Etats peuvent accroître leur dette publique pour financer des mesures d'atténuation et des investissements massifs visant à renforcer la résilience économique. Une grande augmentation d'offre d'actifs souverains pourrait entraîner une baisse des taux d'intérêt et une expansion de la masse monétaire. Aussi, la hausse des inégalités de revenus est causée par les chocs climatiques car les consommateurs consacrent une bonne partie de leurs revenus à la consommation des produits alimentaires et à l'énergie ajoutant la répercussion sur le même consommateur l'augmentation du coût de production généré par l'application de la taxe carbone et les autres mesures environnementales imposées aux entreprises. Cela induit une baisse du taux d'intérêt réel, car la consommation diminue tandis que l'épargne désirée augmente. Par ailleurs, le changement climatique pousse les taux d'intérêt à la baisse en modifiant les comportements d'épargne et d'investissement. Ce phénomène réduit la marge de manœuvre et compromettre l'efficacité de la politique monétaire conventionnelle.

1006 Odongo, M. T., Misati, R. N., Kamau, A. W., & Kisingu, K. N. (2022). « Climate change and inflation in eastern and southern africa ». Sustainability, 14 (22), 14764.



D'autres travaux ont souligné que les modèles macroéconomiques actuellement utilisés par les banques centrales ont pour point commun de faire généralement abstraction des aspects liés à la dégradation de l'environnement, tel le changement climatique et la perte de la biodiversité (Boneva L. et Gianluigi Ferrucci G. (2022))1007.

Après avoir exposé le cadre théorique et synthétisé les principaux apports de la littérature traitant de l'incidence du changement climatique sur la dynamique inflationniste, il importe désormais d'éprouver ces enseignements à lumière de l'analyse empirique.

1.2. Revue de littérature empiriques examinent l'incidence du changement climatique sur inflation

Dans ce cadre, Kunawotor, Asuming et Bokpin, (2022)1008, ont étudié la relation entre le changement climatique et l'inflation dans l'Afrique entre la période 1990 à 2017, utilisant une estimation par la méthode des moments généralisés (GMM) d'un système dynamique en deux étapes avec des erreurs standards robustes. Leurs résultats indiquent que les événements extrêmes du changement climatique ont un impact sur l'inflation, les événements météorologiques graves entraînent des hausses des prix, particulièrement en affectant la production agricole comme le mécanisme clé par lequel les événements météorologiques affectent l'inflation en Afrique. Les chercheurs Beirne et al, (2024)1009, quant à eux, ont mené une étude portant sur la zone euro pour la période 1996 à 2021 et a servi la méthode de vecteur autorégressive structurel (SVAR) en panel. Leurs résultats montrent que l'impact des catastrophes météorologiques sur l'inflation, constatant que le changement climatique a un effet positif mais non persistant sur l'inflation. En outre Li, Zhang et He, (2023)1010, se sont penchés sur une étude couvrant la période 1995-2021, cette étude analyse un échantillon de 26 pays répartis sur quatre continents (Amériques, Asie, Océanie et Europe). En s'appuyant sur des données de panel, les auteurs démontrent l'existence d'une corrélation positive entre les anomalies thermiques et l'inflation, soulignant ainsi la sensibilité des prix aux fluctuations de température. Dans une autre recherche concernant l'Égypte, Mostafa et al, (2021)1011, dans une étude prospective menée sur la période 2050-2100, ont mobilisé deux modèles de simulation climatique (MAGICC) : Modèle pour l'évaluation du changement climatique induit par les gaz à effet de serre et SCENGEN : Générateur de scénarios. Les résultats prévoient que les températures en Egypte augmenteront de 2,12°C d'ici 2050 et de 3,96°C d'ici 2100, ce qui devrait entraîner une baisse de la production de blé de 8,6% et 11,1% respectivement. A cela s'ajoutent les travaux de Heinen et al, (2019)1012, à travers une étude d'un échantillon de 15 pays des caraïbes sur la période 2001-2012, recourent à un modèle économétrique de Panel. Les résultats montrent que les inondations et les ouragans entraînent l'inflation.

1007 Boneva, L. Ferrucci, G. (2022). « Inflation et changement climatique : le rôle des variables climatiques dans la prévision de l'inflation et la modélisation macroéconomique ». Centre for sustainable Finance, SOAS University of London

1008Kunawotor, M. E., et al. (2021). « The Impacts of Extreme Weather Events on Inflation and the Implications for Monetary Policy in Africa ». Progress in Development Studies, 22(2), page.130-148.

1009 Beirne, J et al. (2024). « Weather-related disasters and inflation in the euro area », *Journal of Banking and Finance*, Elsevier, vol. 169(C).

1010 Li, Zhang et He. (2023). « Impact of Climate Change on Inflation in 26 Selected Countries ». *Sustainability*, 15(17), 13108.

1011 Mostafa et al. (2021) Impact of climate change on water resources and crop yield in the Middle Egypt region AQUA - Water Infrastructure, Ecosystems and Society (2021) 70 (7): page.1066–1084.

1012 Heinen et al. (2019)The Price Impact of Extreme Weather in Developing Countries, *The Economic Journal*, Volume 129, Issue 619, April 2019, page.1327–1342.



Par ailleurs, l'étude de Haile et al, (2017)¹⁰¹³, concernant 30 grands pays producteurs de l'Union européenne sur la période 1961-2013, faisant appel à une méthodologie des de panel, a suggéré que le changement climatique pourrait réduire les rendements agricoles mondiaux de 9 % dans les années 2030 et de 23 % dans les années 2050. La fluctuation annuelle des rendements agricoles mondiaux pourrait augmenter de 1 % à 3 % au cours des 40 prochaines années en raison changement climatique, ce qui pourrait aggraver la volatilité des prix et avoir des conséquences négatives pour les producteurs et les consommateurs pauvres. Ainsi que l'étude de Abeysekara, Siriwardana et Meng, (2023)¹⁰¹⁴, dans le cas du Sri Lanka sur la période 2014-2050 à travers le Modèle Projet d'Analyse du Commerce Mondial-Énergie (GTAP-E), a souligné que le changement climatique entraînera une diminution du rendement de la plupart des cultures et une augmentation des prix à la consommation de ces produits agricoles. Une dernière recherche de Quiggin (2007)¹⁰¹⁵, portant sur l'Australie et couvrant la période 2000-2070, s'appuie sur des simulations issues du modèle international d'analyse des produits agricoles et des politiques commerciales afin d'évaluer les effets du changement climatique sur les prix alimentaires. Les résultats montrent que la hausse des températures et l'intensification des épisodes de sécheresse contribuent à une augmentation significative des prix des denrées alimentaires. D'ici 2050, les prix corrigés de l'inflation des trois principaux aliments de base dans le monde (maïs, riz et blé) augmenteront de 31 à 106 % en raison des effets du changement climatique.

Bien que, la littérature soit abondante sur les effets extrêmes du changement climatique sur l'inflation, notamment en influençant les prix alimentaires, le coût de la production agricole, les biais des prix de l'énergie et des services, ainsi qu'en provoquant des chocs d'offre. Dans ce prolongement, notre travail vise à étudier cette relation dans le contexte marocain, en raison de la dynamique particulière du pays caractérisé par l'évolution historique de l'inflation et la situation de problème du changement climatique notamment par la sécheresse et le manque des précipitations.

2. Cadre méthodologique et hypothèses de recherche

2.1. Objectif de la recherche

La présente recherche adopte une approche explicative visant à répondre à la problématique suivante : « Dans quelle mesure les événements extrêmes liés au changement climatique affectent-ils les niveaux d'inflation au Maroc ? ».

Afin d'apporter une réponse rigoureuse, nous mobilisons une méthodologie quantitative basée sur l'analyse de données statistiques. Cette approche nous permet de tester empiriquement les hypothèses de travail suivantes :

- Hypothèse H_0 : Le changement climatique n'a aucun impact significatif sur le niveau de l'inflation au Maroc.
- Hypothèse H_1 : Le changement climatique exerce un impact significatif sur le niveau de l'inflation au Maroc.

2.2. Le choix de la modélisation utilisée

Afin d'analyser le lien entre le changement climatique et inflation au Maroc sur la période 1980-2024, nous avons adopté une approche empirique reposant sur l'estimation d'un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL). Ce dernier

¹⁰¹³ Haile, M. G., Wossen, T., Tesfaye, K. et von Braun, J. (2017). « Impact du changement climatique, des extrêmes météorologiques et du risque de prix sur l'approvisionnement alimentaire mondial. *Econ. Disast. Clim. Chang* », 1(1), page.55-75.

¹⁰¹⁴ Abeysekara, W. C. S. M., Siriwardana, M. et Meng, S. (2023). « Economic consequences of climate change impacts on the agricultural sector of South asia: A case study of Sri Lanka ». *Economic Analysis and Policy*, 77(3), page.435-450.

¹⁰¹⁵ Quiggin, J. (2007). « Sécheresse, changement climatique et prix des denrées alimentaires en Australie ». In Sch. Econ. Sch. Polit. Sci. Stud. St Lucia, QLD, Australie: Univ. Queensland.



présente de nombreux avantages nous permettant de dépasser certaines contraintes liées à la cointégration des variables, à la taille petite de l'échantillon et à l'identification des effets à court-terme et à long-terme du changement climatique sur la stabilité des prix ainsi que la vitesse d'ajustement et le retour à l'équilibre après le choc. La formulation générale du modèle ARDL est donnée ainsi :

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \delta_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec :

- y_t : La variable dépendante au temps t
- α : La constante
- x_t : La variable explicative
- p : Le nombre de retards de la variable dépendante
- q : Le nombre de retards de la variable explicative
- δ_i : Les coefficients de la partie autorégressive
- β_j : Les coefficients des retards échelonnés
- ε_t : Le terme d'erreurs

Afin de spécifier les effets à long-terme et à court-terme, nous testons le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} b_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Le modèle ci-dessous permet de relever deux blocs :

- Le bloc de long-terme $\rho y_{t-1} + \gamma x_{t-1}$ permet d'identifier l'existence ou non de la cointégration. Nous testons les coefficients, s'ils sont simultanément nuls alors il y a une cointégration ;
- Le bloc de court-terme $\sum_{i=1}^{p-1} a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} b_j \Delta x_{t-j}$ permet de capturer la dynamique du court-terme c'est-à-dire l'effet immédiat des chocs.

2.3. Description des variables

Nous avons choisi cinq variables macroéconomique et deux variables climatiques pour estimer l'objectif de notre étude.

Tableau 1 : Présentation des variables et sources des données

Source : les auteurs



Les variables	Type de variable	Description	Source des données
IPC	Endogène	Inflation mesurée par l'indice des prix à la consommation, cet indice est calculé en comparant par le temps l'évolution du coût d'un panier fixe de produits, ce panier est déterminé en fonction des dépenses effectuées par une population-cible au cours d'une période de référence.	Banque mondiale (BM)
Tem	Exogène	Température moyenne annuelle observée sur l'ensemble du territoire marocain.	Direction Générale de la Météorologie (CGMS)
Pre	Exogène	La moyenne annuelle des précipitations observée sur tout le territoire marocain.	Direction Générale de la Météorologie (CGMS)
TD	Exogène	Le taux directeur désigne le taux auquel la banque centrale prête de l'argent aux banques commerciales.	BANK AL-MAGHRIB(BAM)
PIBA	Exogène	Le produit intérieur brut agricole désigne la contribution du secteur agricole dans la croissance économique.	Haut-commissariat au Plan Royaume (HCP)
IPM	Exogène	L'indice des prix à l'importation, mesurent l'évolution des prix des biens et services dans le cadre du commerce international.	Banque mondiale (BM)
CMM	Exogène	Croissance de la masse monétaire, se réfère à l'augmentation de la quantité totale de monnaie en circulation dans une économie.	Banque mondiale (BM)

2.4. Spécification du modèle

À partir de cette modélisation empirique, nous tentons d'analyser l'impact du changement climatique sur l'inflation au Maroc sur la période 1980-2024. La structure finalement retenue dans ce contexte se présente sous forme de l'équation :

$$IPC = f (IPM, PIBA, PRE, TD, TEM, CMM) \quad (3)$$

Où :

IPC: L'indice des prix à la consommation

IPM: L'indice des prix à l'importation

PRE: Les précipitations

TD: Le taux d'intérêt directeur

TEM: La température

PIBA: Le produit intérieur brut agricole

CMM: Croissance de la masse monétaire



2.5. L'analyse de la stationnarité des variables

L'estimation économétrique subit dans la plupart des cas ce qu'on appelle une régression fallacieuse, lorsque la plupart des séries utilisées sont non stationnaires, Granger et Newbold (1974)¹⁰¹⁶. Pour cette raison nous avons fait le recours aux tests de racines unitaires permettant de détecter la présence ou non de racines unitaires dans une série. Nous avons choisi de recourir au test de Dickey-Fuller augmenté ADF (1979)¹⁰¹⁷, afin d'analyser la stationnarité des séries.

Le principe consiste à estimer les équations du test ADF en sélectionnant un retard optimal permettant de garantir la blancheur des résidus. L'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée lorsque la statistique du test est inférieure à la valeur critique pour un seuil de signification donné. Les résultats du test ADF sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 2 : Test de stationnarité

Variables	Test ADF		
	Modèle	Stat-ADF T stat	Conclusion
<i>LIPC</i>	3	-5.77	I (0)
<i>LIPM</i>	1	-5.36	I (1)
<i>LPIB_A</i>	1	-5.05	I (0)
<i>LPRE</i>	2	-5.70	I (0)
<i>LTD</i>	3	-3.73	I (0)
<i>LTEM</i>	3	-4.55	I (0)
<i>LCMM</i>	3	-5.02	I (0)

Avec I(1) : la série n'est pas stationnaire et elle est intégrée d'ordre 1(elle contient une seule racine unitaire).

Source : les auteurs

Il ressort clairement du tableau 2 que toutes les variables sont stationnaires en niveau, à l'exception de la variable indice des prix à l'importation (IPM), qui est stationnaire après la première différence. Ces résultats de racine unitaire impliquent que les variables sont des processus mixtes stationnaires, c'est-à-dire I(0) et I(1), qui correspond au modèle Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL).

3. Les résultats obtenus

Nous avons présenté les résultats du modèle ARDL estimé, en mettant en évidence les relations de court et de long terme entre les variables. Les résultats seront ensuite discutés afin d'évaluer la cohérence économique et statistique.

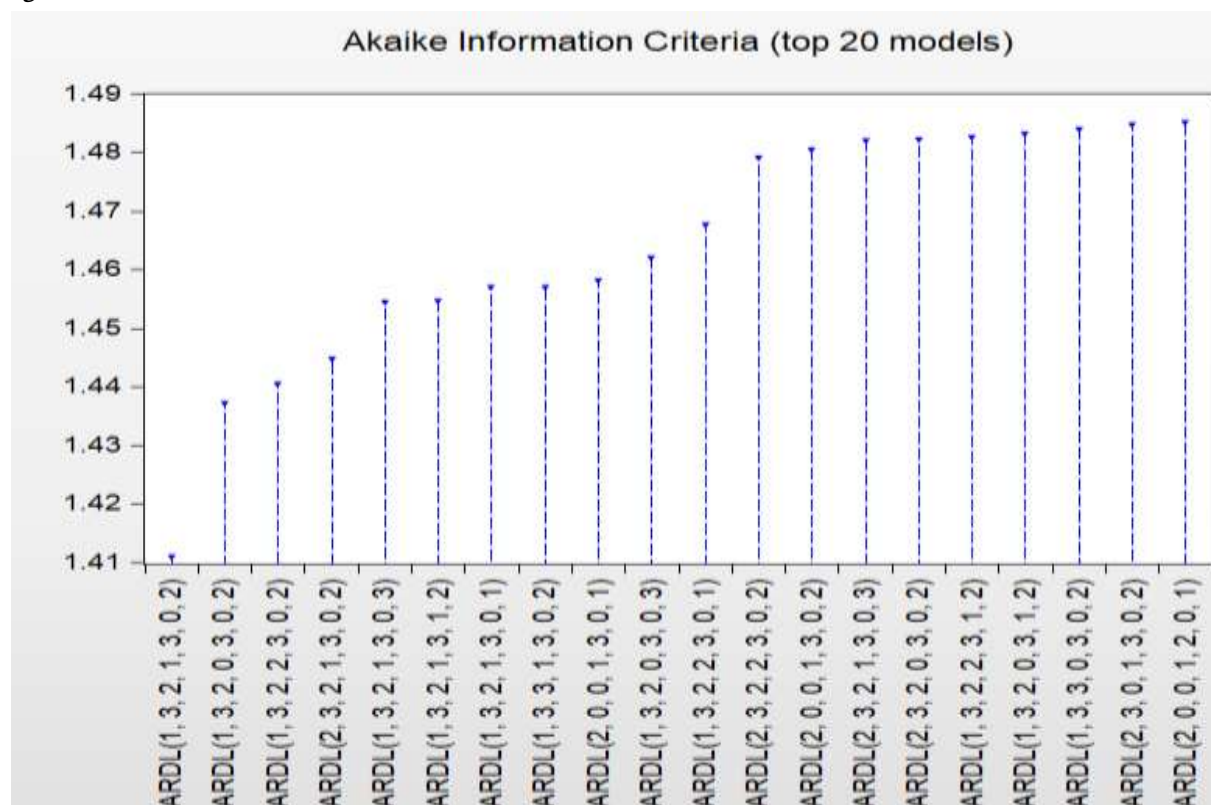
3.1. Le choix du retard optimal du modèle ARDL

Afin d'identifier le modèle ARDL le plus approprié, nous avons opté les critères d'information d'Akaike (AIC).

¹⁰¹⁶ C.W.J. Granger and P. Newbold. (1974), « Spurious regressions in econometrics » University of Nottingham, Nottingham NG7 ZRD, England Received May 1973, revised version received December 1973.

¹⁰¹⁷ 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), page.427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531> consulté le 09/07/2025.

Figure 1 : le critère d'information d'Akaike



Source : les auteurs

Comme nous le constatons dans la figure ci-dessus, parmi les 20 premiers modèles ayant les plus faibles valeurs AIC, le modèle optimal est $ARDL(1, 3, 2, 1, 3, 0, 2)$.

3.2. Estimation et spécification du modèle ARDL

Le tableau ci-dessous donne l'estimation du modèle ARDL

Tableau 3 : Estimation du modèle ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LIPC(-1)	0.247261	0.179815	1.375091	0.1824
LIPM	3.842129	1.290985	2.976122	0.0068
LIPM(-1)	-1.355354	1.408761	-0.962089	0.3460
LIPM(-2)	2.849997	1.433363	1.988329	0.0588
LIPM(-3)	-2.742173	1.108485	-2.473802	0.0212
LPIB_A	-3.202628	0.672842	-4.759850	0.0001
LPIB_A(-1)	0.319598	0.757878	0.421702	0.6772
LPIB_A(-2)	-1.851323	0.603652	-3.066872	0.0055
LPRE	-0.759208	0.415277	-1.828195	0.0805
LPRE(-1)	-0.528049	0.397831	-1.327318	0.1974
LTD	0.197208	1.003113	0.196596	0.8459
LTD(-1)	0.682762	1.585599	0.430602	0.6708



LTD(-2)	-1.125720	1.713601	-0.656932	0.5177
LTD(-3)	2.786619	1.300632	2.142511	0.0430
LTEM	0.446401	3.281731	0.136026	0.8930
LCMM	0.035612	0.224676	0.158503	0.8754
LCMM(-1)	0.477581	0.231624	2.061880	0.0507
LCMM(-2)	-0.368846	0.245547	-1.502142	0.1467
C	15.31686	9.342882	1.639415	0.1147
R-squared	0.880628	Mean dependent var		0.781329
Adjusted R-squared	0.787206	S.D. dependent var		0.912925
S.E. of regression	0.421129	Akaike info criterion		1.410830
Sum squared resid	4.079037	Schwarz criterion		2.196919
Log likelihood	-10.62744	Hannan-Quinn criter.		1.698963
F-statistic	9.426371	Durbin-Watson stat		1.874051
Prob(F-statistic)	0.000001			

Source : les auteurs

Selon l'output de l'opération d'estimation du modèle ARDL, comme génère dans logiciel EvIEWS12, la qualité d'ajustement est excellente (R^2 ajusté = 78.72%), Cela signifie que le modèle explique environ 88% de la variance de la variable dépendante, ce qui témoigne d'une très forte capacité explicative. Par ailleurs le modèle est globalement significatif (F-statistique = 9.42) et $Pro(F) = 0.000001$, et ne présente aucune preuve d'autocorrélation résiduelle forte, car le test Durbin-Watson est proche de 2 avec une valeur de (1.87).

3.3. Test de cointégration aux bornes

La première étape consiste à analyser l'existence des relations à long terme entre les variables. Conformément aux travaux de Pesaran et Shin (2001)¹⁰¹⁸, ainsi que de Narayan (2004)¹⁰¹⁹, le test de cointégration dans le cadre procédure de test des bornes (Bounds Test) de l'ARDL, repose sur la comparaison de la statistique F aux valeurs critiques, qui sont générées pour des tailles d'échantillon spécifiques.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic :	n=1000	
F-statistic	5.455193	10%	1.99	2.94
k	6	5%	2.27	3.28
		2.5%	2.55	3.61

¹⁰¹⁸ Pesara, M. H. Shin, Y et Smith, R. J. (2001). « Bounds testing approaches to the analysis of level relationships ». Journal of applied econometrics, Vol16 n° (3), page.289-326.

¹⁰¹⁹ Narayan, P. (2004). « Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji » v. (Vol. 2, No. 04). Australia: Monash University.



		1%	2.88	3.99
--	--	----	------	------

Tableau 4 : Résultats Bounds test/ARDL

Source : les auteurs

La décision repose sur la comparaison de la statistique F à la valeur critique tabulée par Pesaran. Si la statistique F calculée dans le cadre du modèle à correction d'erreur (MCE) dépasse la borne supérieure, cela indique l'existence d'une relation à long terme entre les variables, indépendamment de leur ordre d'intégration. Toutefois, si la statistique F est inférieure à la borne inférieure, l'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme ne peut être rejetée. Dans notre cas, la statistique F issue du test ARDL/Bounds est de (5.45), ce qui dépasse toutes les valeurs critiques pour les limites supérieures (2.94, 3.28, 3.61 et 3.99). Cela indique l'existence de la relation à long terme entre les variables.

Après avoir déterminé l'existence de la relation à long terme entre les variables, nous passons maintenant à la deuxième étape qui consiste à estimer les coefficients de long terme et de court terme. Les résultats de notre modèle ARDL sont présentés dans les tableaux 4 et 5.

3.4. Dynamique du long terme

Le tableau ci-après présente les résultats de la relation à long terme entre la variable dépendante (IPC) et les autres variables explicatives.

Tableau 5 : les coefficients de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPM	3.446879	1.496885	2.302702	0.0307
LPIB_A	-6.289504	2.089198	-3.010487	0.0062
LPRE	-1.710098	0.759659	-2.251139	0.0342
LTD	3.375500	0.829971	4.067008	0.0005
LTEM	0.593035	4.346671	2.977689	0.0027
LCMM	0.191762	0.438427	0.437386	0.6659
C	20.34817	12.62078	1.612276	0.1205

Source : les auteurs

Le modèle révèle l'existence d'une relation d'équilibre à long terme entre les différentes variables. Cette relation peut être exprimée sous la forme d'équation suivante :

$$LIPC = 20,3481 + 3,4468.LIPM - 6,2895.LPIB_A - 1,7100.LPRE + 3.3755.LTD + 0,5930.LTEM + 0,1917.LCMM \quad (4)$$

Les résultats indiquent que les signes des paramètres à long terme sont conformes à la théorie économique examinée dans la revue de la littérature. Ils prouvent l'existence d'un effet négatif des précipitations sur l'inflation, avec un niveau de signification (0,0342), cela signifie qu'une diminution de 1 % des précipitations se répercutera négativement sur l'inflation, en provoquant une hausse de 1.71 %. Par ailleurs, l'effet positif de l'indice des prix à l'importation avec une signification de (0.0307), montre qu'une augmentation de 1 % de l'IPM entraîne une hausse de l'inflation de 3.4 %. Les résultats montrent également l'existence d'une relation positive et significative (0.0005), à long terme entre le taux directeur et l'inflation, une



augmentation de 1% du taux directeur transmet une augmentation de 3.37 % de l'inflation ce qui paradoxale avec la théorie économique qui suggère que le taux directeur doit être comme un frein de l'inflation, en ce qui concerne le PIB agricole impact négativement l'inflation avec une niveau de signification (0.0062), une diminution du PIB agricole de 1% entraîne une augmentation de 6.28% d'inflation. En fin la température a un effet positif sur l'inflation, son augmentation de 1% engendre une hausse de 0,59% au niveau de taux d'inflation.

3.5. Dynamique du court terme

L'estimation du modèle ARDL à court terme a donné des résultats présentés dans le tableau suivant :

Tableau 6 : Modèle à correction d'erreur

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIPM)	3.842129	0.932381	4.120771	0.0004
D(LIPM(-1))	-0.107824	0.816193	-0.132107	0.8960
D(LIPM(-2))	2.742173	0.763411	3.592002	0.0015
D(LPIB_A)	-3.202628	0.416658	-7.686468	0.0000
D(LPIB_A(-1))	1.851323	0.417486	4.434455	0.0002
D(LPRE)	-0.759208	0.249263	-3.045811	0.0057
D(LTD)	0.197208	0.626628	0.314713	0.7558
D(LTD(-1))	-1.660899	0.808557	-2.054152	0.0515
D(LTD(-2))	-2.786619	0.837344	-3.327924	0.0029
D(LCMM)	0.035612	0.156512	0.227533	0.8220
D(LCMM(-1))	0.368846	0.168636	2.187228	0.0392
CointEq(-1)*	-0.752739	0.099769	-7.544783	0.0000
R-squared	0.873967	Mean dependent var		-0.056053
Adjusted R-squared	0.827755	S.D. dependent var		0.888475
S.E. of regression	0.368738	Akaike info criterion		1.077497
Sum squared resid	4.079037	Schwarz criterion		1.573974
Log likelihood	-10.62744	Hannan-Quinn criter.		1.259475
Durbin-Watson stat	1.874051			

Source : les auteurs

Le modèle ECM estimé s'écrit sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 LIPC = & 15,316858117 + 0,247261303407 \cdot LIPC(-1) + 3,84212921129 \cdot LIPM - \\
 & 1,35535433988 \cdot LIPM(-1) + 2,84999719965 \cdot LIPM(-2) - 2,74217272433 \cdot LIPM(-3) - 3,20262840653 \cdot LPIB_A + \\
 & 0,319598390682 \cdot LPIB_A(-1) - 1,85132314624 \cdot LPIB_A(-2) - 0,68276214904 \cdot LTD(-1) - 1,12571953265 \cdot LTD(-2) + \\
 & 2,78661881807 \cdot LTD(-3) + 0,446400765249 \cdot LTEM + 0,0356117154226 \cdot LCMM + 0,47758102759 \cdot LCMM(-1) - \\
 & 0,368846405665 \cdot LCMM(-2)
 \end{aligned}
 \quad (5)$$



Le modèle à correction d'erreur (MCE) est utilisé pour vérifier l'existence d'une relation stable à long terme ainsi qu'une cointégration entre les variables. Le tableau 6 montre que le coefficient du terme d'erreur (TCE) est statistiquement significatif avec un signe négatif attendu (-0.75), ce qui confirme la présence d'une relation d'équilibre stable à long terme entre les variables du modèle. Le coefficient de correction d'erreur montre la vitesse d'ajustement vers l'équilibre à long terme. Notre estimation révèle que la capacité prédictive du modèle est relativement élevée puisque le coefficient de détermination ($R^2 = 87.93\%$), c'est-à-dire un coefficient de corrélation égal 93.27 %.

Les résultats des estimations présentés dans le tableau 6 montrent qu'une diminution de 1% du PIB agricole entraîne une hausse de 3.20 % de l'inflation. De plus, il existe un impact négatif du taux directeur sur l'inflation à court terme. Toutefois, une diminution de 1% du taux directeur provoque une augmentation de 2.78 % de l'inflation. Par ailleurs, la croissance de la masse monétaire exerce un effet positif sur l'inflation, son augmentation de 1% provoque une hausse de 0.36 % de l'inflation.

3.6. Tests de diagnostic du modèle (validité des hypothèses classiques)

Afin de confirmer la fiabilité des résultats obtenus. Nous soumettons notre modèle estimé à une série de tests de diagnostic rigoureux.

■ Test de Ramsey RESET (Regression Specification Error Test)

Tableau 7 : Test de Ramsey RESET

Omitted Variables: Squares of fitted values				
	Value	df	Probability	
t-statistic	1.381517	22	0.1810	
F-statistic	1.908588	(1, 22)	0.6848	

Source : les auteurs

Les résultats obtenus relatifs au test de Ramsey (RESEST), montrent, avec F-Statistic de 1.9085 et une P-value de 0.6848 qui est supérieure au seuil de signification de 5%, que l'hypothèse nulle est acceptée. Il en résulte que le modèle ARDL (1,3,2,1,3,0,2) est peut-être considéré comme correctement spécifié, ce qui permet une interprétation fiable de sa structure fonctionnelle.

● Test d'hétéroscédasticité

Tableau 8 : Test d'autocorrélation

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.140713	Prob. F (2,21)		0.8696
Obs*R-squared	0.555411	Prob. Chi-Square (2)		0.7575

Sources : les auteurs

Nous constatons, d'après le tableau ci-dessus, que la probabilité associée à la F-statistic est de 0.8696, soit supérieur au seuil de 5% et par conséquent, nous pouvons conclure l'absence d'autocorrélation des erreurs dans notre modèle.

● Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey



L'hétéroscédasticité caractérisée par une variance non constante des erreurs d'un échantillon, contrairement à l'homoscédasticité, où la variance des erreurs reste constante. Cette propriété est fondamentale pour garantir la validité d'un modèle économétrique. Pour vérifier si les erreurs suivent une distribution homogène avec une variance constante, nous avons employé le test de White (Breusch, Pagan et Godfrey).

Tableau 9 : Test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.614177	Prob. F(18,23)	0.8527
Obs*R-squared	13.63428	Prob. Chi-Square (18)	0.7526
Scaled explained SS	3.658523	Prob. Chi-Square (18)	0.9999

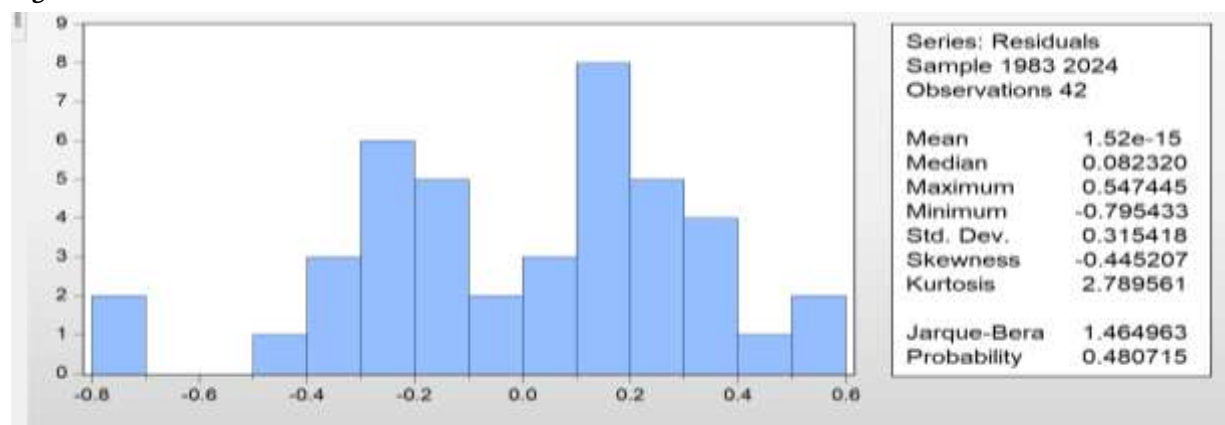
Source : construit par l'auteur

Le tableau ci-dessus révèle une probabilité F-statistic de 0.8527, ce qui est supérieur au seuil critique de 5%, nous pouvons en déduire que les erreurs dans le modèle ne présentent pas d'hétéroscédasticité. Au contraire, les erreurs sont homoscedastiques, ce qui signifie que la variance des résidus est constante et stable.

• Le test de la normalité des erreurs de Jarque-Bera

Dans l'analyse économétrique, il est essentiel de vérifier la normalité des erreurs d'un modèle, pour cela le test de Jarque-Bera s'avère un outil statistique adéquat si les résidus d'un modèle suivent une distribution normale.

Figure 2 : Test de normalité

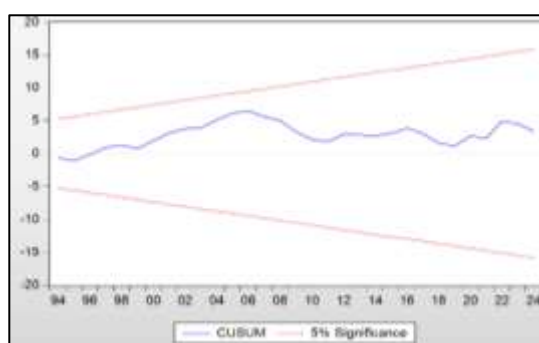


Source : Les auteurs

Les résultats du test de normalité indiquent que les résidus de notre modèle suivent une distribution normale, car la probabilité associée au test de Jarque-Bera étant de 1,46 soit largement supérieure au seuil de 5 %. Cela confirme que les résidus se comportent comme un bruit blanc et respectent l'hypothèse de normalité.

• Test de stabilité des coefficients du modèle

Figure 3 : Tests de CUSUM et CUSUMQ



Source :

Les

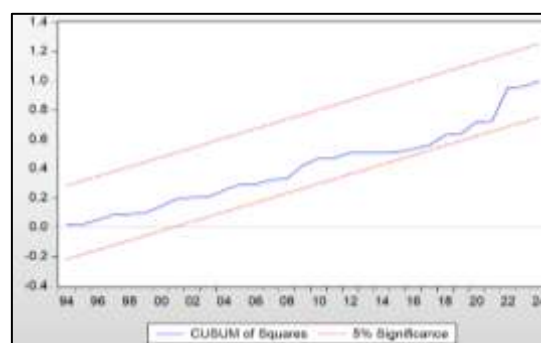
auteurs

Les deux

figures

montrent

que la



courbe du test CUSUM et CUSUM of Squares, demeurent entièrement comprises à l'intérieur des bornes critiques au seuil de 5 %, et restent dans les segments ce qui confirme que le modèle mobilisé est correctement spécifié et stable.

4. Discussion des résultats

L'estimation du modèle ARDL appliqué à l'analyse de l'impact du changement climatique sur l'inflation au Maroc ont révélé des résultats empiriques intéressants.

Comme la plupart des pays en développement, subissant aux effets du changement climatique exacerbant les pressions inflationnistes, le Maroc n'échappe pas à cette situation. Tentons de vérifier rigoureusement de point de vue scientifique ce constat, l'estimation du modèle à correction d'erreur (ECM) a permis de constater que le terme d'ajustement ECT_{t-1} est négatif et significatif (-0,75), cela veut dire que le retour à l'équilibre du taux d'inflation demande une durée de dix mois. Ce résultat est cohérent avec les travaux de Pesaran et al, (2001)¹⁰²⁰, qui soulignent l'importance des mécanismes correctifs dans les modèles ARDL et ECM.

Il ressort de nos résultats que, l'indice des prix à l'importation a un effet positif sur l'inflation dans les deux cas de figures, à court et long termes. En effet, ces résultats sont dus à plusieurs facteurs, tels que la particularité de l'économie marocaine qui dépende fortement à des importations, notamment celle des produits pétroliers. Ces derniers exercent un effet négatif sur la balance commerciale entraînant une détérioration du pouvoir d'achat.

Les résultats obtenus ont également démontré, que le PIB agricole provoque un effet négatif sur le taux de l'inflation. Cela peut s'expliquer par le fait que la diminution de la production agricole entraîne une hausse des prix, notamment ceux des produits alimentaires accentuant l'inflation alimentaire. Ces résultats rejoignent les conclusions des chercheurs Haile et al, (2017)¹⁰²¹, qui ont suggéré que la diminution du rendement agricole pourrait aggraver la volatilité des prix et avoir des conséquences négatives pour les producteurs et les consommateurs.

En ce qui concerne les précipitations pourraient être considérées comme l'un des facteurs influençant le taux d'inflation dans le long terme qu'à court terme suite la dépendance de la production agricole à l'agriculture pluviale. Sur le plan quantitatif, l'analyse révèle que la diminution des précipitations annuelles moyenne de 1% engendrera une hausse de taux d'inflation de 1,72 % dans le long terme et de 0,75 % dans le court terme. Ces résultats s'alignent aux travaux de Chaoping

¹⁰²⁰ Pesaran, M. H. Shin, Y et Smith, R. J. (2001).

¹⁰²¹ Haile et al. (2017).



Qi et al, (2024)1022 et de Bawa et al, (2016)1023. En outre la température exerce un effet positif sur le taux d'inflation dans le long terme, ce constat concorde avec les travaux de de Mukherjee et Ouattara, (2021)1024 stipulant que les chocs des températures conduisent à des pressions inflationnistes, produisant une réponse dynamique au changement climatique qui peut durer plusieurs années.

Par ailleurs, la variable taux d'intérêt directeur a un effet négatif sur l'inflation dans le court terme, ce qui est conforme avec la théorie économique et aux résultats des travaux de recherche d'Ararsa Mohammed et El ouardirhi Saad, (2024)1025. Mais dans le long terme le taux d'intérêt directeur exerce un effet positif sur le taux d'inflation, ce qui est paradoxale. Ce paradoxe trouve son explication dans le fait que l'inflation au Maroc dépasse les mécanismes monétaires, nous pouvons expliquer ce résultat par le biais qu'il y a des facteurs externes comme les tensions géopolitiques, la crise sanitaire, le choc pétrolier...etc.

En ce qui concerne, la variable croissance de la masse monétaire est significative seulement dans le court terme avec un effet positif sur l'inflation. En effet, nos résultats rejoignent ceux de Loubna et al, (2023) 1026.

En synthèse, l'analyse des résultats empiriques permettent d'accepter l'hypothèse H_1 selon laquelle le changement climatique a un impact significatif sur l'inflation.

Conclusion

Cet article a analysé l'impact du changement climatique sur l'inflation au Maroc sur une période de 44 ans (1980-2024). L'application du modèle ARDL a mis en jeu de sept variables clés. Il a permis de mettre en évidence des dynamiques contrastées. Nos résultats confirment que l'inflation au Maroc est alimentée par la hausse des prix à l'importation et l'élévation des températures. À l'inverse, une pluviométrie importante, une production agricole considérable et un taux d'intérêt directeur élevé exercent une pression baissière sur le niveau général des prix.

Face à l'urgence climatique, la stabilité des prix ne peut plus être dissociée des stratégies d'adaptation environnementale. Pour briser le cycle vicieux unissant dérèglement climatique et inflation, une convergence entre politiques monétaires et environnementales est impérative.

Bibliographie

Abeysekara, W. C. S. M., Siriwardana, M., & Meng, S. (2023). Economic consequences of climate change impacts on the agricultural sector of South Asia: A case study of Sri Lanka. *Economic Analysis and Policy*, 77(3), 435–450.

Ararsa, M., & El Ouardirhi, S. (2024). Les déterminants de l'inflation au Maroc : Analyse empirique. *African Scientific Journal*, 3(25), 410–427.

Bawa, S. et al. (2016). « Analyse de la dynamique de l'inflation au Nigeria (1981-2015) ». *CBN J. Appl. Stat.*, 7(1), page.255-276

1022 Chaoping, Q et al (2024). « Impacts du changement climatique sur l'inflation : Une analyse basée sur les effets à long et à court terme et les mécanismes de répercussion et à court terme et les mécanismes de transmission » *Revue internationale d'économie et de finance* 98 (2025) 103846.

1023 Bawa, S., et al. (2016). « Analyse de la dynamique de l'inflation au Nigeria (1981-2015) ». *CBN J. Appl. Stat.*, 7(1), page.255-276

1024 Mukherjee, K. et Ouattara, B. (2021). « Climat et politique monétaire : Les chocs de température entraînent-ils des pressions inflationnistes ? », *Climate Change*, 167(3-4), page.32.

1025 Ararsa M et El ouardirhi S (2024). « Les déterminants de l'inflation au Maroc : Analyse empirique ». *African Scientific Journal*, 2024, Vol : 03, Numéro 25, 03 (25), pages.0410 - 0427.

1026 El Oumari. L et al. (2022). « Les instruments de la politique monétaire et la stabilité des prix », *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics-IJAFAME* ISSN : 2658-8455 Volume 3, Issue 3-2



- Beirne, J. et al. (2024). Weather-related disasters and inflation in the euro area. *Journal of Banking and Finance*, 169(C).
- Boneva, L., & Ferrucci, G. (2022). Inflation et changement climatique : le rôle des variables climatiques dans la prévision de l'inflation et la modélisation macroéconomique. Centre for Sustainable Finance, SOAS University of London.
- Bank of England. (2020). Climate change: possible macroeconomic implications.
- Chaoping, Q. et al. (2024). Impacts du changement climatique sur l'inflation : Une analyse basée sur les effets à long et à court terme et les mécanismes de transmission. *Revue internationale d'économie et de finance*, 98(2025), 103846.
- Choukar, E. (2024). Analyse et étude du problème de l'inflation dans le contexte du Maroc. *Revue Internationale de la Recherche Scientifique*, 2(5). ISSN : 2958-8413.
- 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. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>.
- El Oumari, L. et al. (2022). Les instruments de la politique monétaire et la stabilité des prix. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics (IJAFAME)*, 3(3-2). ISSN : 2658-8455.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. University of Nottingham, Nottingham NG7 2RD, England.
- Haile, M. G., Wossen, T., Tesfaye, K., & von Braun, J. (2017). Impact du changement climatique, des extrêmes météorologiques et du risque de prix sur l'approvisionnement alimentaire mondial. *Economics of Disasters and Climate Change*, 1(1), 55–75.
- Heinen, A., et al. (2019). The Price Impact of Extreme Weather in Developing Countries. *The Economic Journal*, 129(619), 1327–1342.
- Krogstrup, S., & Oman, W. (2019). Macroeconomic and financial policies for climate change mitigation: A review of the literature. International Monetary Fund.
- Kunawotor, M. E. et al. (2021). The Impacts of Extreme Weather Events on Inflation and the Implications for Monetary Policy in Africa. *Progress in Development Studies*, 22(2), 130–148.
- Li, Zhang, & He. (2023). Impact of Climate Change on Inflation in 26 Selected Countries. *Sustainability*, 15(17), 13108.
- Mostafa, et al. (2021). Impact of climate change on water resources and crop yield in the Middle Egypt region. *AQUA - Water Infrastructure, Ecosystems and Society*, 70(7), 1066–1084.
- Mukherjee, K., & Ouattara, B. (2021). Climat et politique monétaire : Les chocs de température entraînent-ils des pressions inflationnistes ? *Climate Change*, 167(3–4), 32.
- Narayan, P. (2004). Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: An application to the tourism demand model for Fiji. Monash University, Australia, 2(4).
- NGFS. (2020). Climate change and monetary policy: Initial takeaways. Technical document.
- Odongo, M. T., Misati, R. N., Kamau, A. W., & Kisingu, K. N. (2022). Climate change and inflation in Eastern and Southern Africa. *Sustainability*, 14(22), 14764.
- 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.
- Quiggin, J. (2007). Sécheresse, changement climatique et prix des denrées alimentaires en Australie. School of Economics and Political Science Studies, University of Queensland, St. Lucia, QLD.

