

## Impact du développement financier sur le chômage au Maroc : Une analyse par l'approche ARDL

Impact of Financial Development on Unemployment in Morocco: An Analysis Using the ARDL Approach

Auteur 1 : BELADEL Asmae

**BELADEL Asmae**, <https://orcid.org/my-orcid?orcid=0000-0003-4270-3962>. Doctorante, Laboratoire d'Analyse et de Modélisation Économique (LEAM), Département d'Économie, Faculté des Sciences Juridiques Économiques, et Sociales, Université Mohammed V, Rabat, Maroc.

**Déclaration de divulgation :** L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts :** L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article :** BELADEL .A (2025). « Impact du développement financier sur le chômage au Maroc : Une analyse par l'approche ARDL », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 30 » pp: 0704– 0728.



DOI : 10.5281/zenodo.15745537  
Copyright © 2025 – ASJ



## Résumé

Cette étude analyse l'impact du développement financier sur le niveau de chômage au Maroc en utilisant une approche ARDL estimée à partir de données annuelles couvrant la période 1980-2022. Les résultats montrent l'existence d'un effet négatif à long terme : une augmentation de M3/PIB réduit le chômage en indiquant qu'un système financier plus profond peut faciliter l'intermédiation financière, réduire les coûts de financement pour les entreprises, stimuler l'investissement productif et par conséquent favoriser la création d'emplois. En revanche, l'utilisation des crédits fournis au secteur privé comme mesure pour le développement financier a donné des résultats contre intuitif en montrant qu'une augmentation de cet indicateur est associée à une hausse du chômage à la fois à court et à long terme. Ce résultat peut être expliqué par une concentration des crédits dans des secteurs à faible intensité de main-d'œuvre. Ainsi, les entreprises pourraient affecter le crédit à l'investissement dans des technologies substituables à la main-d'œuvre plutôt que de l'embaucher, notamment en présence des rigidités sur le marché du travail qui empêchent la traduction de l'accès au crédit en création nette d'emplois.

**Mots clés :** chômage, Modèle ARDL, développement financier, Masse Monétaire M3, Crédits fournis au secteur privé .

## Abstract

This study analyzes the impact of financial development on unemployment in Morocco using an ARDL approach estimated from annual data covering the period 1980-2022. The results show a negative long-term effect: an increase in M3/GDP reduces unemployment, indicating that a deeper financial system can facilitate financial intermediation, reduce financing costs for businesses, stimulate productive investment, and consequently foster job creation. In contrast, the use of credit to the private sector as a measure of financial development yielded counter-intuitive results, showing that an increase in this indicator is associated with a rise in unemployment in both the short and long term. This result can be explained by a concentration of credit in low labor-intensive sectors. Thus, firms might allocate credit to investment in labor-substituting technologies rather than hiring, especially in the presence of labor market rigidities that prevent the translation of credit access into net job creation.

**Keywords:** unemployment, ARDL model, financial development, M3 money supply, credit provided to the private sector

## Introduction

Le chômage est un défi majeure qui touche tous les pays, quels que soient leur niveau de développement économique. Il entraîne des conséquences économiques et sociales néfastes, affectant à la fois la productivité globale de l'économie et générant des coûts sociaux importants (Adarkwa et al., 2017). Au-delà de ses effets macroéconomiques, le chômage a des répercussions profondes sur les individus et les dynamiques sociales. Il est souvent associé à une baisse de l'estime de soi, un sentiment d'insécurité et une perte de perspective professionnelle. Un chômage prolongé peut ainsi fragiliser le tissu social, accroître les inégalités et favoriser la marginalisation ou l'émergence de tensions collectives

Ainsi, le développement financier — qui englobe l'expansion et l'efficacité des institutions financières, des marchés et des infrastructures bancaires — est souvent considéré comme un levier important pour stimuler la croissance économique et partant, réduire le niveau de chômage. Cependant, le rôle exact du développement financier dans la réduction du chômage fait l'objet d'un débat académique soutenu. Certains auteurs affirment qu'un système financier bien développé facilite l'accès au crédit pour les entreprises et les entrepreneurs, favorisant ainsi la création d'emplois (McKinnon, 1973 ; Shaw, 1973). D'autres soulignent toutefois qu'il peut également engendrer des risques significatifs pour l'économie réelle. D'une part, il peut être à l'origine d'instabilités financières et de chocs macroéconomiques susceptibles d'affecter négativement le marché de l'emploi (Levine, 2005). D'autre part, une désintermédiation excessive ou une concentration du crédit dans des secteurs à forte spéculation peut limiter l'efficacité de l'allocation des ressources, restreignant ainsi les effets positifs sur l'emploi

Au Maroc, la question de l'emploi demeure une préoccupation macroéconomique majeure. Si le pays a réalisé des progrès appréciables dans la modernisation et l'approfondissement de son système financier ces dernières décennies, ces avancées ne se sont pas toujours traduites par un effet direct sur le marché du travail malgré l'existence d'un cadre financier plus solide, le chômage notamment chez les jeunes et les diplômés, reste un défi persistant, révélant un décalage entre les dynamiques financières et les besoins du marché de l'emploi.

Cette situation soulève des interrogations quant à l'efficacité du développement financier à se traduire par une amélioration tangible des conditions du marché du travail. De ce fait, comprendre la nature et l'ampleur de la relation entre le développement financier et le chômage dans un pays tel que le Maroc est donc crucial pour l'élaboration de politiques économiques pertinentes.

De ce fait, cette étude vise à analyser l'impact du développement financier sur le chômage au Maroc à travers une approche empirique, en utilisant des données macroéconomiques couvrant la période 1980-2022. Plus précisément, l'objectif est d'évaluer dans quelle mesure des indicateurs tels que la masse monétaire M3 par rapport au PIB (M3/PIB) et les crédits fournis au secteur privé influencent le taux de chômage, tout en tenant compte des spécificités du marché du travail marocain.

Dans cette perspective, notre article est structuré de la manière suivante : une première partie propose un aperçu de l'évolution du système financier marocain. Une deuxième partie présente une brève revue de la littérature théorique et empirique. La troisième partie est consacrée à la méthodologie économétrique employée. La quatrième partie, présente et analyse des résultats obtenus. Enfin, une conclusion synthétise les principales idées de l'étude.

### **1. Un aperçu sur l'évolution du système financier marocain**

Depuis les années 90, le Maroc s'est inscrit dans un processus de modernisation de son système financier. Dans ce contexte, le secteur financier marocain a connu de profondes réformes et mutations afin de le permettre de mobiliser l'épargne de manière efficace et d'allouer les ressources avec efficacité. Ces réformes touchaient l'ensemble des compartiments du système financier : le secteur bancaire, les marchés de capitaux et l'épargne institutionnelle (Lamrani, 2016). Ils visaient essentiellement à converger la réglementation des marchés financiers vers les standards internationaux. Ces réformes ont été articulées autour de nombreux axes notamment, le décloisonnement des marchés de capitaux par la transformation des relations entre les différents éléments constitutifs du système financier, la libéralisation des opérations financières et le désencadrement du crédit (Dahir portant loi n° 1-93-147 du 15 moharrem 1414 (6 juillet 1993), 1993) matérialisé par la suppression progressive des emplois obligatoires, la libéralisation des taux d'intérêt débiteurs en 1996 et le lancement d'un marché des changes interbancaires.

En matière de contrôle et de supervision, et pour permettre un contrôle plus efficace. L'année 2006 a connu la promulgation de la nouvelle loi bancaire qui apporte deux éléments fondamentaux que sont d'une part, de nouvelles règles prudentielles dans le cadre de Bâle II et d'autre part, l'autonomie de la banque centrale, seule institution chargée de veiller à la régulation et à la surveillance du système bancaire et de conduire la politique monétaire.

En 2016, le Maroc a créé deux nouvelles entités, il s'agit de l'Autorité Marocaine du Marché des Capitaux (AMMC) qui remplace le Conseil Déontologique des Valeurs Mobilières (CDVM) avec plus d'indépendance et de l'Autorité de Contrôle des Assurances et de la

Prévoyance Sociale (ACAPS) qui visent notamment d'accompagner l'évolution enregistrée dans le secteur des assurances. Dans le même sens, la nouvelle Loi bancaire, approuvée en novembre 2014, prévoit un dispositif de surveillance macroprudentielle et de prévention des risques via la création du Comité de coordination et de surveillance des risques systémiques composé de Bank Al Maghrib, l'AMMC et l'ACAPS (Ministère de l'Économie et des Finances, 2016).

De même, l'instauration de la loi n° [n°40-17](#) relative au statut de Bank Al-Maghrib, permet de renforcer l'indépendance de la Banque centrale pour une plus grande efficacité dans l'action et une clarification des responsabilités, élargit son champ d'intervention en adéquation avec les missions dont elle a désormais la charge, et offre une meilleure consécration des normes de bonne gouvernance.

Le nouveau texte confère à Bank Al-Maghrib une plus grande autonomie en matière de politique monétaire. Désormais, la Banque définit et conduit la politique monétaire, en toute indépendance. Elle fixe l'objectif de stabilité des prix, en tant qu'objectif principal. Une mission qu'elle exécute en toute transparence dans le cadre de la politique économique et financière du Gouvernement. L'indépendance de Bank Al-Maghrib est consacrée à travers notamment l'interdiction de recevoir ou de solliciter des instructions de la part du Gouvernement ou de tout tiers. De plus, la loi durcit le régime des incompatibilités pour éliminer toute influence et interdit expressément au Wali, au Directeur général, au reste des membres du Conseil, ainsi qu'à tous les collaborateurs de la Banque de se retrouver dans des situations de conflits d'intérêts.

Outre le renforcement de ses prérogatives en matière de définition de la politique monétaire, la Banque Centrale se voit octroyer la mission de mettre en œuvre la politique du taux de change dans le cadre du régime de change, et d'agir en amont en donnant son avis sur les orientations fixées par le Gouvernement en la matière. Dans le cadre de sa mission de détenir et de gérer les réserves de change du pays, Bank Al-Maghrib est habilitée à les mobiliser en soutien de la valeur du dirham. La Banque Centrale adapte les instruments de politique monétaire aux spécificités des nouveaux acteurs que sont les banques participatives. Elle est, en outre, habilitée à demander et à recevoir, de toute personne ou organisme, toutes les informations et données statistiques nécessaires à ses travaux d'analyse.

Les dispositions de la nouvelle loi consacrent et renforcent davantage les normes de bonne gouvernance au sein de Bank Al-Maghrib. Trois comités sont devenus statutaires : Un comité d'audit directement rattaché au Conseil de la Banque et ce conformément aux meilleures pratiques observées en la matière ainsi que deux autres comités à savoir le Comité monétaire et

financier et le Comité de Stabilité Financière qui ont pour rôle d'assister Monsieur le Wali dans les domaines directement liés aux missions fondamentales de la Banque. Pour ce qui est des conditions de nomination des six membres indépendants du Conseil de la Banque, trois membres sont désignés sur proposition du Wali et trois sur proposition de l'entité en charge des finances, pour un mandat de 6 ans non renouvelable. Ces membres ne doivent ni exercer un mandat électif ni occuper un poste de responsabilité dans des entreprises publiques ou privées. Les pouvoirs du conseil se renforcent pour inclure notamment la possibilité de : i) décider toute mesure pouvant être mise en œuvre dans des situations exceptionnelles ou d'urgence, ii) fixer tout autre instrument d'intervention sur le marché monétaire ou de change autre que ceux prévus par la loi.

La nouvelle loi comporte également des dispositions renforçant la solidité financière de l'Institution. Ainsi, le texte dispose que la Banque peut décider, si besoin est, d'augmenter son capital par incorporation des réserves et constituer autant de fonds de réserve que nécessaire. L'État doit verser les montants nécessaires en comblement de toute diminution impactant le capital de Bank Al-Maghrib. Le nouveau statut instaure également l'obligation pour les assujettis au contrôle de Bank Al-Maghrib de verser une contribution en couverture des charges inhérentes aux missions de contrôle sur place.

De cette manière, et pour répondre aux besoins de financement, les pouvoirs publics ont diversifié les instruments financiers offerts aux investisseurs via l'adoption de plusieurs mesures, notamment la loi 45-12 relative au prêt de titres. La mise en place des Organismes de Placement Collectif Immobilier (OPCI) entre également dans le cadre de la diversification des instruments financiers pour mobiliser l'épargne à long terme et l'orienter vers le financement de l'immobilier (Tariq & SADQI, 2021) et l'adoption de la loi n° 103-12 en 2014 constituant un cadre législatif régissant l'activité des banques participatives au Maroc (Ennadifi & Azougagh, 2021; Lakmiti & Malainine, 2021).

Ainsi, afin de permettre une meilleure inclusion financière, une Stratégie nationale de l'inclusion financière a été développée pour améliorer l'accès des ménages à faible revenu et des petites et microentreprises au financement. Elle porte notamment sur le renforcement de l'entrepreneuriat des jeunes porteurs de projets, le développement d'une assurance, des produits et services financiers plus inclusifs (BAM & Ministère de l'Économie et des Finances, 2018). De même, en s'inspirant des meilleures pratiques internationales en matière de projet de place financière, les autorités marocaines ont mis en place Casablanca Finance City qui constitue un

cadre juridique et fiscal et un environnement des affaires plus avantageux aux investisseurs étrangers (Ministère de l'Économie et des Finances, 2016).

Parallèlement aux mutations structurelles qu'a connues l'économie marocaine durant ces dernières années, notamment en termes de diversification, d'ouverture et d'intégration dans l'économie mondiale. Le Maroc a engagé, le 15 janvier 2018, une transition volontaire et graduelle d'un régime de change fixe vers un régime de change plus flexible, avec la mise en œuvre de la première phase qui s'est traduite par un élargissement de la bande de fluctuation du dirham de  $\pm 0,3\%$  à  $\pm 2,5\%$  et à  $\pm 5\%$  en 2020 par rapport à un cours central fixé par Bank Al-Maghrib sur la base d'un panier de devises composé de l'euro (EUR) et du dollar américain (USD) à hauteur, respectivement, de 60% et 40% (Guillaumont Jeanneney, 2019; Mezene & Echkoundie, 2020).

La définition d'une marge de fluctuation autour de la parité, par contre, permet en cas de nécessité de laisser la monnaie se déprécier à l'égard de l'ensemble des devises. Mais pour l'heure cette bande reste étroite si les chocs externes supportés par l'économie marocaine s'intensifiaient dans le futur, il serait possible d'élargir quelque peu la bande de fluctuations, mais en maintenant le contrôle des changes sur les opérations financières pour contrecarrer les sorties de capitaux spéculatifs et éviter une dévaluation indésirable. Cependant un système de larges bandes autour de la parité n'est plus adopté à l'heure actuelle par aucun pays développé ou en voie de développement parce qu'il comporte un fort risque de spéculation lorsque le cours de change se rapproche des bornes supérieures ou inférieures (Guillaumont Jeanneney, 2019).

Il convient cependant d'évaluer si les réformes menées par le Maroc pour développer son système financier lui ont effectivement permis de remplir ses missions, notamment en matière de création d'emplois.

## 2. Brève revue de la littérature

Dans la littérature économique, Il n'existe pas de modèle théorique spécifiquement consacré à l'analyse des effets du développement financier sur l'emploi. Cependant, il existe des arguments théoriques de l'hypothèse selon laquelle le développement financier contribue favorablement à la croissance économique. notamment par ses effets positifs sur le volume de l'épargne, les investissements et l'efficacité de l'allocation des ressources (en particulier l'allocation du capital). Plus précisément, le développement financier devrait exercer ces effets en grande partie par la mobilisation de l'épargne (une augmentation de la fraction de l'épargne détenue sous forme d'actifs financiers dans le secteur financier au lieu d'actifs improductifs tels que la terre, l'or et les biens durables), une amélioration de la gestion des risques, une facilitation

des transactions et une augmentation de la quantité et de la qualité des informations sur les projets d'investissement réalisables (Jbili, 1997). Parallèlement, une expansion de l'activité économique génère une demande accrue pour les services du secteur financier, conduisant au développement de ce dernier. Les résultats d'un grand nombre d'études empiriques ont apporté des preuves à l'appui des deux hypothèses, en fonction du choix de l'échantillon de pays, de la période d'échantillonnage et de la méthodologie (Ang & McKibbin, 2007).

Cependant, les résultats de certaines études ont suggéré que les effets du développement financier sur la croissance économique de certains pays pourraient être négatifs (Hassan et al., 2011). En outre, certains auteurs ont soutenu que les pays dont les systèmes financiers sont plus développés sont plus susceptibles d'être affectés négativement par la crise, par rapport aux économies dont les systèmes financiers sont moins développés (Lartey & Farka, 2011). Ainsi, une augmentation de la fréquence et de la gravité des crises peut accroître la volatilité macroéconomique et les risques dans l'investissement, affectant négativement à la fois le taux d'investissement et l'efficacité de l'allocation des ressources. En effet la réaction de l'épargne au développement financier peut être ambiguë sur le plan théorique, dans le sens où l'augmentation des taux d'intérêt réels qui devrait résulter d'un système financier relativement plus compétitif ne conduit pas toujours à une augmentation du volume de l'épargne. Si l'effet de revenu domine l'effet de substitution, l'effet net de taux d'intérêt réels plus élevés sur l'épargne pourrait être négatif (positif). Ainsi le développement financier devrait théoriquement réduire les contraintes d'emprunt pour les ménages qui ne sont pas en mesure d'emprunter contre des revenus futurs dans des systèmes financièrement moins développés. À mesure que le secteur financier se développe, on peut intuitivement s'attendre à une augmentation du volume d'emprunt de ces ménages afin de financer une consommation supplémentaire, ce qui exerce inévitablement des effets négatifs sur le volume global de l'épargne privée. Dans ce cadre, l'effet net du développement financier sur l'épargne est théoriquement ambigu. De même, l'effet net du développement financier sur l'investissement est susceptible d'être ambigu également. L'une des sources possibles de cette ambiguïté est la mesure dans laquelle le développement financier pourra réduire les contraintes d'emprunt des entreprises. Deuxièmement, l'ampleur de l'augmentation du taux d'intérêt réel (qui devrait résulter d'un système financier relativement plus compétitif) et l'élasticité de l'investissement par rapport à l'intérêt sont susceptibles de jouer un rôle essentiel dans la détermination de l'effet net du développement financier sur l'investissement. L'argument selon lequel le développement financier est susceptible de réduire les contraintes de crédit pour les investisseurs à risque a été soutenu empiriquement par

plusieurs auteurs, dont Becker et Sivadasan (Bo & Jagadeesh, 2010). Cependant, Sancak (2002) a montré que la libéralisation du secteur financier en Turquie n'a pas réussi à assouplir les contraintes d'emprunt d'une entreprise turque typique, et le volume d'investissement n'a pas augmenté pour une entreprise moyenne dans la période post-libéralisation. Une autre source possible de l'ambiguïté de la réponse de l'investissement au développement financier pourrait résulter de son effet positif probable sur l'efficacité de l'allocation du capital. Wurgler (2000) a rapporté que cet effet d'efficacité s'opère particulièrement à travers la réduction de l'investissement dans les «industries en déclin surinvesties » et une augmentation de l'investissement dans les «industries en croissance sous-investies », ce qui à son tour, rend l'effet net du développement financier sur l'investissement ambigu. L'ambiguïté de l'effet net du développement financier sur l'investissement est confirmée par les conclusions de De Gregorio & Guidotti (1995) qui ont indiqué que le développement financier affecte positivement la croissance économique, non pas en augmentant le taux d'investissement mais en améliorant l'efficacité de l'allocation du capital.

Et certains auteurs, tels que Bond Mali (2007) sur la base de l'expérience de 61 pays en développement, ont montré que les effets positifs du développement financier sur l'investissement ne sont susceptibles de se produire que dans les pays connaissant une volatilité macroéconomique relativement élevée. Les résultats contrastés obtenus par la littérature ayant analysé l'impact du développement financier sur l'épargne, l'investissement et la croissance indiquent que, d'un point de vue théorique, ses effets – notamment sur le taux de chômage réel et naturel – pourraient être ambigus. Dans les développements qui suivent, nous cherchons à éclairer cette ambiguïté en identifiant les différents mécanismes par lesquels le développement financier peut influencer le niveau d'équilibre de l'emploi, en agissant à la fois sur l'offre et la demande de travail. En fait, le développement financier qui implique un secteur financier relativement plus compétitif devrait conduire à des taux d'intérêt réels plus élevés. L'effet net de ce changement sur la consommation et l'épargne actuelles est ambigu en raison de la nature opposée de ses effets de revenu et de substitution : si l'effet de substitution domine, les ménages augmentent leur épargne au détriment d'une consommation plus faible au cours de la période actuelle.

Williamson (1987), affirme qu'il en va de même pour les choix des ménages en matière d'offre de travail et de loisirs ; en supposant que l'effet de substitution domine, une augmentation des taux d'intérêt réels entraîne une augmentation de l'offre de travail au cours de la période actuelle, au détriment du temps de loisirs. Une autre source d'ambiguïté concernant l'effet net du

développement financier sur l'offre de travail pourrait être liée à la réaction des ménages en manque de liquidités au développement financier, c'est-à-dire à la question de savoir si certains d'entre eux peuvent choisir d'utiliser une capacité d'emprunt supplémentaire, non pas pour augmenter leur consommation, mais pour investir dans l'accumulation d'un capital humain supplémentaire. Les ménages particulièrement jeunes et à faible revenu (qui n'étaient pas en mesure d'emprunter avant l'assouplissement des contraintes d'emprunt) peuvent choisir de quitter leur travail et de s'inscrire dans des écoles ou des programmes de formation afin de se doter de nouvelles compétences et de financer cette démarche par l'emprunt. Naturellement, cela implique une réduction de l'offre de main-d'œuvre de la part de ces ménages.

L'effet net du développement financier sur la demande de travail des entreprises dépendra en particulier de ses effets sur la demande globale dans la période en cours. La variation nette de la demande globale peut être positive ou négative en fonction de la nature qualitative et quantitative des effets du développement financier sur la consommation et l'investissement. Et comme ceux-ci sont susceptibles d'être ambigus, l'effet net du développement financier sur la demande de travail est également susceptible d'être ambigu. Il convient de noter que si le développement financier augmente, les chances de financement de nouveaux investissements augmentent pour les entreprises dont la technologie de production est relativement plus intensive en capital et basée sur la recherche, et la productivité totale des facteurs pourrait alors être positivement affectée par le développement financier.

Ilyina & Samaniego, 2011 ont montré comment une augmentation de la productivité totale des facteurs peut accroître la demande actuelle de main-d'œuvre en affectant positivement la productivité marginale du travail et donc conduire à un taux de chômage plus faible. Toutefois, ce type d'effets positifs possibles sur la demande de main-d'œuvre pourrait (au moins en partie) être compensé par les effets favorables probables du développement financier sur le degré de concurrence sur le marché des biens : si l'assouplissement des contraintes d'emprunt pour un nombre suffisamment important d'entreprises entraîne une diminution des « marges » par rapport au coût unitaire de production (dans la fixation des prix), le développement financier peut entraîner une baisse des prix du côté de l'offre sur le marché des biens et, par conséquent, une augmentation du salaire réel. Notre discussion dans cette section a montré au moins quelques-unes des complexités de l'analyse des effets du développement financier sur le chômage. Il semble que l'effet net du développement financier soit susceptible d'être ambigu d'un point de vue théorique, ce qui fait que la question est en fin de compte une question empirique.

### 3. Données et méthodologie empirique

#### 3.1 Méthodologie économétrique

La structure des données nous a amenée d'analyser la dynamique du taux de chômage en se basant sur le modèle ARDL, ce modèle fait partie de la classe des modèles dynamiques, qui permet de capter les effets temporels, notamment les dynamiques de court et long terme dans l'explication d'une variable.

Une variable endogène  $Y_t$  est expliquée soit par : (i) ses valeurs passées ( $Y_{t-i}$ ) dans un modèle autorégressif (AR) qui peut s'écrire comme suit

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1) \quad \text{avec} \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma)$$

Soit par un ensemble de variables exogènes ( $X_t$ ) et leurs valeurs passées ( $X_{t-i}$ ) qui peuvent être exprimées dans un modèle de retard distribué (DL) qui prend la forme suivante :

$$Y_t = \beta + \sum_{i=0}^q b_i X_{t-i} + z_t \quad (2)$$

En combinant (3) et (4), on obtient le modèle autorégressif standard à retard distribué (ARDL). Selon Pesaran et al., (2001); Pesaran & Shin, (1999), la version cointégrée du modèle ARDL s'exprime comme suit :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \rho Y_{t-1} + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta X_{t-j} + e_t \quad (3)$$

Avec  $\Delta$  l'opérateur de différence,  $\alpha_0$  la constante,  $\rho$  et  $\theta$  les coefficients à long terme,  $\gamma_i$  et  $\delta_j$  les coefficients à court terme et  $e_t$  le terme d'erreur.

En remplaçant le terme à long terme  $\rho Y_{t-1} + \theta X_{t-1}$  par  $Z_{t-1}$ , on obtient :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta X_{t-j} + QZ_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Avec  $Q$  comme terme de correction d'erreur ou coefficient de vitesse d'ajustement.

Dans la littérature économétrique il existe plusieurs approches pour tester l'existence d'une relation de cointégration entre les séries étudiées : le test de Engle & Granger (1987) ceux de Johansen (1991), (1988) et celui de Pesaran & Shin (1999) et Pesaran et al (2001)

Le premier le test de Engle & Granger (1987) est adapté pour les séries qui sont intégrées de même ordre. Le deuxième permet de vérifier plutôt la cointégration sur plus de deux séries, il a été conçu pour des cas multivariés. Alors que le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) est appelé « *test de cointégration aux bornes* » ou « *bounds test to cointegration* » est conçu pour les cas dont on dispose plusieurs variables intégrées d'ordres différents ( $I(0)$ ,  $I(1)$ ). Développé au départ par Pesaran & Shin (1999).

### 3.2 Spécification du modèle.

Le modèle utilisé prend en considération les variables majeures qui sont susceptibles d'impacter le niveau de chômage de façon directe et indirect dans la théorie économique et dans la pratique.

$$U_t = \alpha + U_{t-i} + \beta_1 Z_t + \beta_2 DF + \varepsilon_t (5)$$

Où  $U_t$  est le taux de chômage agrégé, la variable endogène dans notre modèle, correspond selon la définition de l'HCP, à la proportion des chômeurs dans la population active ;  $Z_t$  représente un vecteur de variables de contrôle ;  $DF$  : les variables reflétant le niveau du développement financier ;  $\alpha$  est la constante du modèle et  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur.

Le modèle décrit ci-dessus intègre les variables dépendantes suivantes: **GROW**, la croissance du PIB, avec l'hypothèse d'une relation négative entre la croissance économique et le chômage (Okun, 1962); **INF**, le taux d'inflation, mesurant l'évolution du coût de la vie, on suppose une relation négative entre cette variable et le niveau de chômage (Phillips, 1958) ; **IDE**, les investissements directs à l'étranger est censée réduire le chômage; **Educ-A**, le taux d'achèvement du premier cycle des études secondaires, total (% du groupe d'âge pertinent), capture la qualité de l'éducation. On suppose qu'un taux plus élevé améliore l'employabilité et réduit le chômage; **M3/PIB** désigne une mesure large de la masse monétaire, incluant  $M2^1$  ainsi que les dépôts à long terme et certains instruments financiers moins liquides. Elle reflète la quantité totale de monnaie disponible dans une économie à un moment donné, une expansion de M3 accroît la liquidité, stimulant le PIB et réduisant le chômage. Cependant, un excès peut provoquer de l'inflation, risquant une hausse du chômage si la croissance est insoutenable; **MCS** désigne le crédit accordé au secteur privé par les institutions financières monétaires (banques commerciales, banques centrales, et autres institutions monétaires). Il inclut les prêts, les crédits commerciaux, les obligations achetées, et autres formes de financement, exprimés en pourcentage du PIB. Enfin, **ILC**, l'indice global des libertés civiles, évalue l'efficacité des institutions démocratiques, judiciaires et gouvernementales. Un niveau élevé de libertés civiles favorise un environnement économique stable, propice à l'innovation et à la création d'emplois.

### 3.3 Description des données

Les données utilisées sont extraites des bases des données du Haut-commissariat du Plan et de la banque mondiale. Ces données annuelles couvrent la période allant de 1980 à 2022 (Tableau 2)

---

<sup>1</sup>billets, pièces, dépôts à vue et placements à court terme

**Tableau 2 : La description de données utilisées**

Variables	Description	Source des données
UR	Taux de chômage	BM et HCP <sup>2</sup>
GROW	Croissance du Produit intérieur Brut	Banque Mondiale
INF	Inflation	Banque Mondiale
IDE	Investissements étrangers directs, entrées nettes	Banque Mondiale
Educ-A	Taux d'achèvement du premier cycle des études secondaires, total (% du groupe d'âge pertinent)	Banque mondiale <sup>3</sup>
M3/PIB	le ratio de la masse monétaire M3 par rapport au PIB	Banque Mondiale
MCS	Monetary sector credit to private sector en % du PIB	Banque Mondiale
ILC	L'indice de la liberté civile	Worldwide Governance Indicators

Source : Elaboré par nos soins

Le tableau 3 présente les statistiques descriptives des variables. Le taux de chômage moyen sur la période d'étude est d'environ 12,22%, un taux relativement élevé.

**Tableau 3 : les statistiques descriptives**

	UN	GROW	INF	EDUC _A	IDE	M3_PIB	MSC	ILC
<b>moyenne</b>	12.2260 5	3.86786 4	3.71145 6	43.556 10	1.31E+09	74.7106 4	38.657 54	4.5116 28
<b>Mediane</b>	11.9200 0	3.64216 5	2.36905 5	35.339 90	8.93E+08	69.8025 2	39.346 65	5.0000 00
<b>Maximu m</b>	18.8000 0	12.3728 8	12.4925 3	73.875 79	3.54E+09	128.869 6	67.219 12	5.0000 00
<b>Minimu m</b>	8.91000 0	- 7.187080	0.30338 6	20.476 58	549182.5	35.0263 2	1.0000 00	4.0000 00

<sup>2</sup> Les données avant 1999 sont tirées de la banque mondiale et le reste de la HCP.

<sup>3</sup> Les données manquantes, notamment pour les années 1982, 1984, 1996 et 1997, ont été estimées par interpolation linéaire.

<b>Std. Dev.</b>	2.61518 7	4.11559 7	3.36909 7	16.928 12	1.19E+09	30.5315 1	21.030 36	0.5057 81
<b>Skewness</b>	0.45116 7	- 0.320523	1.14933 5	0.3904 34	0.439740	0.19663 6	- 0.2406 28	- 0.04652 4
<b>Kurtosis</b>	2.30319 2	3.43883 1	3.32150 5	1.6027 72	1.706572	1.50366 4	1.8362 77	1.0021 65
<b>Jarque-Bera</b>	2.32871 3	1.08129 4	9.65216 3	4.5902 49	4.383211	4.28868 5	2.8413 31	7.1666 75
<b>Probabilité</b>	0.31212 3	0.58237 1	0.00801 8	0.1007 49	0.111737	0.11714 5	0.2415 53	0.0277 83
<b>Somme</b>	525.720 0	166.318 1	159.592 6	1872.9 12	5.65E+10	3212.55 7	1662.2 74	194.00 00
<b>Somme carrée</b>	287.246 4	711.401 9	476.734 1	12035. 57	5.96E+19	39151.2 8	18575. 60	10.744 19
<b>Observations</b>	43	43	43	43	43	43	43	43

Source : Elaboré par nos soins sur la base des résultats.

Le tableau 4 présente la matrice des corrélations. Les résultats indiquent des valeurs excessives de corrélation entre certaines variables notamment entre EDUC\_A et les variables de développement financier (M3/PIB et MSC). Les sens des liaisons affichés sur le tableau, correspondent aux signes prévu pour certaines variables telles que IDE, EDUC\_A et les variables reflétant le niveau de développement financier, tandis que d'autres, telles que GROW et ILC affichent des signes opposés.

**Tableau 4 : Matrice de corrélation**

	UN	GROW	INF	EDUC_ A	IDE	M3_PIB	MSC	ILC
UN	1.000000	0.04515 9	0.51803 3	- 0.688744	- 0.726169	- 0.734006	- 0.739995	0.49406 1
GRO W	0.045159	1.00000 0	0.05445 2	- 0.119579	0.00030 5	- 0.175682	- 0.188326	0.04887 6
INF	0.518033	0.05445 2	1.00000 0	- 0.607365	- 0.608856	- 0.647805	- 0.629412	0.26151 7
EDUC _A	-0.688744	- 0.119579	- 0.607365	1.00000 0	0.83398 9	0.97792 2	0.90167 5	- 0.274575
IDE	-0.726169	0.00030 5	- 0.608856	0.83398 9	1.00000 0	0.84913 4	0.82293 7	- 0.327752
M3_P B	-0.734006	- 0.175682	- 0.647805	0.97792 2	0.84913 4	1.00000 0	0.94447 6	- 0.285767
MSC	-0.739995	- 0.188326	- 0.629412	0.90167 5	0.82293 7	0.94447 6	1.00000 0	- 0.348936
ILC	0.494061	0.04887 6	0.26151 7	- 0.274575	- 0.327752	- 0.285767	- 0.348936	1.00000 0

**Source : Elaboré par nos soins sur la base des résultats.**

L'étude de la stationnarité des séries a été effectuée au moyen des tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), l'analyse a été réalisée avec Eviews12. il s'avère que toutes les variables sont stationnaires après la première différence à l'exception du taux de la croissance du PIB.

**Tableau 5 : Résultats du test de racine unitaire**

Variables		Statistique ADF	P-Value	Ordre d'intégration
UR	Au Niveau	-2.095163	0.2476	I(1)
	En Première différence	-10.10229***	0.0000	
GROW	Au Niveau	-11.77668***	0.0000	I(0)
INF	Au Niveau	-2.696386	0.0831	I(1)

	En Première différence	-9.181092***	0.0000	
ILC	Au Niveau	-2.956306	0.1563	I(1)
	En Première différence	-6.186083***	0.0000	
EDUC-A	Au Niveau	-1.855808	0.6589	I(1)
	En Première différence	-4.737291***	0.0024	
M3/PIB	Au Niveau	0.423549	0.9816	I(1)
	En Première différence	-8.764299***	0.0000	
MCS	Au Niveau	-0.711906	0.8327	I(1)
	En Première différence	-6.166169***	0.0000	
IDE	Au niveau	-1.449414	0.5488	I(1)
	En Première différence	-10.32779***	0.0000	

Les seuils critiques pour les niveaux de significativité de : 1 %\*\*\* et 5 %\*

Source : Elaboré par nos soins sur la base des résultats.

#### 4. Résultats et discussions

##### 4.1 Tests préliminaires

Les résultats de l'estimation du modèle de base ARDL (2, 0, 2, 2, 2, 2, 1, 0)<sup>4</sup> sont présentés dans l'équation suivante:

$$\begin{aligned}
 UN = & -0.0305*UN(-1) + 0.32328*UN(-2) - 0.03694*GROW + 0.33623*INF - 0.084278*INF(-1) \\
 & - 0.118823*INF(-2) + 0.226837*EDUC\_A - 0.03552*EDUC\_A(-1) + 0.111848*EDUC\_A(-2) \\
 & + 0.3901115*ILC + 0.7303607*ILC(-1) + 1.07685*ILC(-2) - 0.013*M3\_PIB - \\
 & 0.06233*M3\_PIB(-1) - 0.1574*M3\_PIB(-2) + 8.438435*IDE - 5.1072*IDE(-1) + \\
 & 0.0716*MSC \quad (6)
 \end{aligned}$$

Ce modèle fait souvent face aux problèmes de colinéarité entre les variables explicatives et d'autocorrélation des erreurs. Il est donc nécessaire, avant toute interprétation de ces résultats, de procéder aux tests de robustesse.

<sup>4</sup> Le choix des délais optimaux est basé sur le critère d'information d'Akaike (voir figure A2)

#### 4.2 Tests de validité du modèle

Le modèle estimé valide tous les tests de robustesse. En effet, les tests de normalité, d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus, sont tous significatifs (Voir les annexe N°2). Ainsi le modèle ARDL (2, 0, 2, 2, 2, 2, 1, 0) estimé est statistiquement valide. De plus, la valeur de  $R^2 = 0.9323$  ce qui signifie que 93,23% de la fluctuation du taux de chômage est expliquée par le modèle choisi. Par ailleurs, les statistiques CUSUM évoluent l'intérieur de l'intervalle de confiance ce qui amène à conclure en faveur de l'absence d'un changement structurel (voir figure A3).

#### 4.3 Test de cointégration

La statistique F calculée est de 6.376592, en comparant cette valeur aux valeurs critiques, nous constatons que la statistique F dépasse les valeurs critiques à tous les niveaux de signification (10 %, 5 %, 2,5 % et 1 %). Ceci suggère une forte évidence contre l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration, indiquant qu'il existe effectivement une relation d'équilibre à long terme entre les variables du modèle. Le tableau 6 présente le test de Bound et les résultats indiquent qu'il existe un équilibre à long terme entre les variables pour les trois modèles. La borne de la statistique F est supérieure à la borne supérieure de la statistique T (borne supérieure et inférieure) à tous les niveaux (c'est-à-dire 10 %, 5 % et 1 %), ce qui confirme que les séries sont co-intégrées à long terme (tableau n°6). Cette co-intégration des séries implique une relation stable à long terme, justifiant l'utilisation d'un modèle à correction d'erreur (ECM), notamment l'ARDL-ECM. Ce modèle capture la dynamique de court terme en garantissant un retour à l'équilibre. Il permet d'éviter les régressions fallacieuses en prenant en compte des interactions de long terme entre les variables.

**Tableau n°6 : Résultat du test de cointégration aux bornes**

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	6.376592	10%	1.7	2.83
k	7	5%	1.97	3.18
		2.5%	2.22	3.49
		1%	2.54	3.91

Source: Auteur (estimations sur Eviews 12)

## 5 La dynamique du modèle

**A court terme :** La variable retardée d'une période du taux de chômage exerce un effet négatif et statistiquement significatif sur sa variation contemporaine, avec un coefficient estimé à -0,32328. Ce résultat suggère que toute augmentation antérieure du taux de chômage est associée à une tendance à la baisse dans la période actuelle

Une variation de M3/PIB a un effet négatif mais non significatif sur le chômage ( $p > 0,05$ ). L'effet est faible et non concluant. Ainsi, une variation retardée (lag 1) de M3/PIB augmente le chômage de 0,157 % à court terme, et cet effet est statistiquement significatif ( $p < 0,05$ ). Cela suggère qu'une augmentation passée de la masse monétaire peut avoir un effet inflationniste ou déstabilisant à court terme, augmentant temporairement le chômage.

Une augmentation de 1 % du crédit au secteur privé augmente le chômage de 0,072 % à court terme, et cet effet est statistiquement significatif ( $p < 0,05$ ), suggérant que le crédit au secteur privé, bien qu'il puisse stimuler l'activité économique, peut également entraîner des pressions (par exemple, surendettement ou mauvaise allocation des ressources) qui augmentent le chômage à court terme.

Pour les autres variables de contrôle: l'inflation augmente significativement le chômage de 0,336 % pour une hausse de 1 %, reflétant des pressions économiques comme la réduction du pouvoir d'achat ou l'incertitude pour les entreprises, tandis qu'une augmentation du niveau d'éducation accroît marginalement le chômage, mais l'éducation antérieure a un effet négatif sur le chômage, avec un coefficient de -0.111848 mais cet effet n'est pas statistiquement significatif. L'indice de liberté civile n'a pas d'effet immédiat, mais son impact retardé réduit fortement le chômage de 1,077 %, suggérant des bénéfices différés liés à une meilleure gouvernance ou stabilité sociale. En revanche, la croissance économique et les investissements directs étrangers n'ont pas d'impact significatif, indiquant des dynamiques lentes ou des contraintes structurelles limitant leur influence immédiate sur l'emploi.

En outre, le terme de correction d'erreur qui capture la vitesse de retour à l'équilibre à long terme est négatif et significatif ( $p = 0.0000$ ), ce qui indique que le modèle converge vers l'équilibre à long terme.

**A long terme :** le coefficient liée à la variable reflétant le niveau du développement financier M3/PIB est à l'ordre de -0.329071 ( $p$ -valeur = 0.0002) ce qui montre qu'une augmentation de 1 % du ratio M3/PIB réduit le chômage de 0,329 % à long terme, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat est statistiquement significatif, cela suggère que le développement financier, mesuré par une plus grande liquidité dans l'économie, a un effet négatif sur le

chômage, probablement en facilitant l'accès au financement pour les entreprises, ce qui stimule l'investissement et la création d'emplois. Ainsi, les résultats montrent qu'une augmentation du crédit au secteur privé est associée à une hausse du chômage, en effet, une hausse de 1 % du crédit au secteur privé augmente le chômage de 0,101 % à long terme. Ce résultat est statistiquement significatif ( $p < 0,05$ ). Cet effet positif (augmentation du chômage) peut sembler contre-intuitif, car on s'attend généralement à ce que l'accès au crédit stimule l'activité économique et réduise le chômage. Cela pourrait indiquer que le crédit au secteur privé est mal orienté (par exemple, vers des secteurs non productifs ou spéculatifs) ou que l'endettement excessif des entreprises et des ménages entraîne des pressions économiques qui augmentent le chômage.

Une augmentation de l'indice de liberté civile est associée à une hausse significative du chômage à long terme. Cela peut refléter un contexte où des libertés civiles accrues (par exemple, droits des travailleurs, syndicats) entraînent des rigidités sur le marché du travail, comme des coûts salariaux plus élevés ou des réglementations strictes, qui peuvent freiner l'embauche. une augmentation d'une unité de croissance économique est associée à une diminution de -0.052235 du taux de chômage, mais ce résultat n'est pas statistiquement significatif suggérant que la croissance économique seule ne suffit pas à réduire le chômage de manière significative. **INF** (Inflation) a un effet positif mais non significatif à long terme, Cela suggère que l'inflation n'a pas d'incidence claire ou durable sur l'évolution de l'emploi, et qu'elle ne constitue donc pas un levier déterminant pour réduire le chômage.

**Tableau n°7 : les résultats de l'estimation du modèle**

	Coefficient	t-statistic	Prob
<b>A Long terme</b>			
<b>GROW</b>	-0.052235	-0.651580	0.5211
<b>INF</b>	0.188237	1.271480	0.2163
<b>EDUC_A</b>	0.428654 ***	4.111804	0.0004
<b>ILC</b>	3.106928***	-0.696101	0.0000
<b>M3/PIB</b>	-0.329071***	-4.341164	0.0002
<b>IDE</b>	-6.03E-10	-1.126078	0.2717
<b>MSC/PIB</b>	0.101305	2.595053	0.0162
<b>A court terme</b>			
<b>D(UN-1 )</b>	-0.323280**	-2.616723	0.0154

<b>D(INF)</b>	0.336229***	4.142645	0.0004
<b>D(INF(-1))</b>	0.118823	1.208414	0.2392
<b>D(EDUC_A)</b>	0.226838**	1.996900	0.0578
<b>D(EDUC_A(-1))</b>	-0.111848	-1.312363	0.2023
<b>D(ILC)</b>	0.390112	0.725396	0.4755
<b>D(ILC (-1))</b>	-1.076853 ***	-2.130268	0.00441
<b>D(M3/PIB)</b>	-0.013000	-0.253544	0.8021
<b>D(M3/PIB)</b>	0.157399**	2.692424	0.0130
<b>D(IDE)</b>	8.44E-11	0.306676	0.7618
<b>CointEq(-1)*</b>	-0.707234***	-8.157104	0.0000

CointEq (-1) désigne le coefficient du terme de correction d'erreur \*\*\*, \*\*, et \* indiquent la significativité aux niveaux de 1%, 5%, et 10%, respectivement

Source : Elaboré par nos soins sur la base des résultats

## Conclusion

L'objectif de ce travail est de mesurer l'impact des développement financier sur le taux de chômage en utilisant des données de séries temporelles annuelles de la période allant du 1980 à 2022. Pour ce faire, nous avons estimé un modèle ARDL intégrant l'impact du développement financier en utilisant M3/ PIB et les crédits fournis au secteur privé comme pour capturer le niveau du développement financier

L'analyse économétrique montre l'existence d'un effet négatif à long terme une augmentation de M3/PIB réduit le chômage, suggérant que le développement financier, caractérisé par un approfondissement du système bancaire et monétaire, joue un rôle clé dans la facilitation de l'accès au crédit pour les entreprises, notamment les petites et moyennes entreprises (PME), moteurs essentiels de la création d'emplois. Alors qu'à court terme, les effets sont ambigus. Une variation immédiate de M3/PIB n'a pas d'impact significatif, mais une variation retardée augmente le chômage. L'absence d'impact immédiat peut s'expliquer par les délais d'ajustement nécessaires pour que les flux de liquidités se traduisent en investissements productifs. De plus, la hausse du chômage associée à une variation retardée du ratio M3/PIB pourrait refléter des effets secondaires négatifs temporaires, tels que des pressions inflationnistes ou une instabilité financière passagère. Ces phénomènes peuvent affecter la capacité des entreprises à embaucher.

En revanche, ce qui suggère des inefficacités ou des déséquilibres dans l'allocation du crédit. Ces résultats appellent une analyse plus approfondie des mécanismes sous-jacents.

A la lumière des résultats obtenus, certaines recommandations politiques peuvent être formulées: il convient de promouvoir un développement financier inclusif et ciblé, notamment par l'élargissement de l'accès au crédit pour les PME et les jeunes entrepreneurs, tout en canalisant les liquidités vers les secteurs productifs. Par ailleurs, une gestion prudente de la masse monétaire est nécessaire pour atténuer les effets négatifs à court terme, comme les déséquilibres financiers ou les pressions inflationnistes. Enfin, ces politiques devraient être renforcées par des mesures structurelles visant à renforcer la stabilité macroéconomique, à améliorer l'employabilité des jeunes et à aligner le système éducatif sur les besoins du marché du travail.

## BIBLIOGRAPHIE

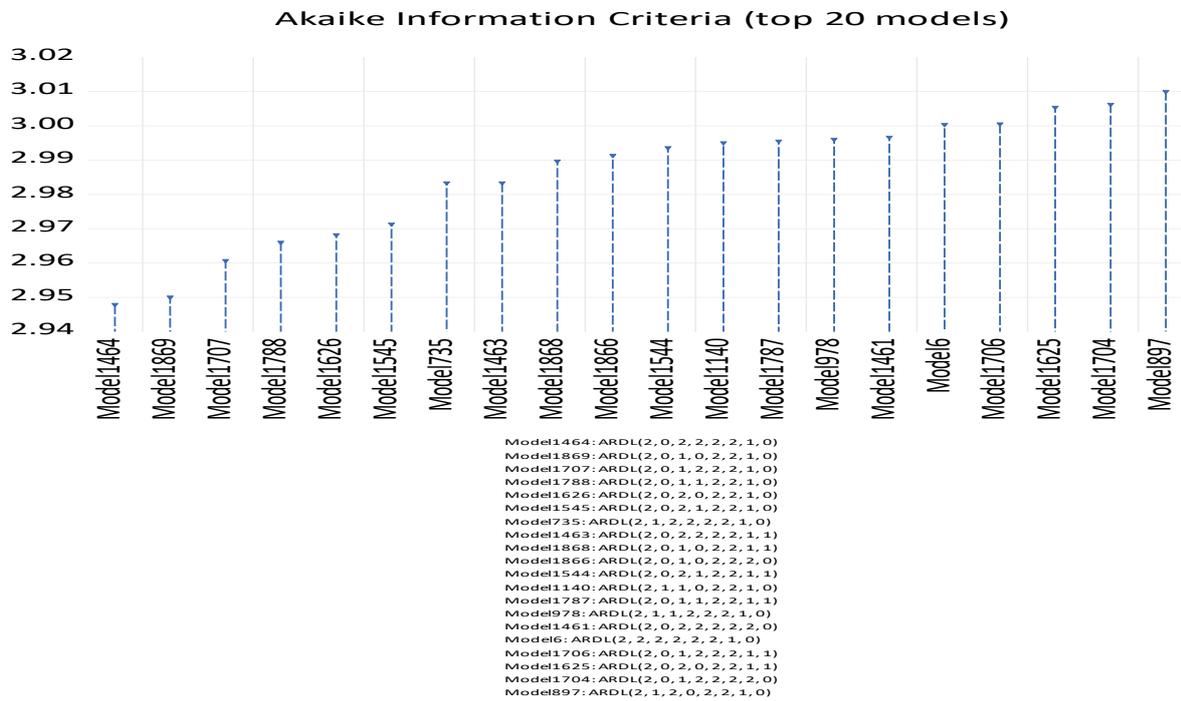
- Adarkwa, S., Donkor, F., & Kyei, E. (2017). The Impact of Economic Growth on Unemployment in Ghana : Which Economic Sector Matters Most? | The International Journal of Business & Management. The International Journal of Business & Management, 4. <https://www.internationaljournalcorner.com/index.php/theijbm/article/view/123508>
- Ang, J. B., & McKibbin, W. J. (2007). Financial liberalization, financial sector development and growth: Evidence from Malaysia. *Journal of Development Economics*, 84(1), 215-233. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.11.006>
- BAM, & Ministère de l'économie et des finances. (2018). Stratégie nationale d'inclusion financière. <https://www.bkam.ma/Inclusion-financiere/Note-de-synthese-de-la-strategie-nationale-d-inclusion-financiere>
- Beck, T., & Demirguc-Kunt, A. (2006). Small and medium-size enterprises : Access to finance as a growth constraint. *Journal of Banking & Finance*, 30(11), 2931-2943. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.05.009>
- Bo, B., & Jagadeesh, S. (2010). The Effect of Financial Development on the Investment-Cash Flow Relationship : Cross-Country Evidence from Europe. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1), 1-49.
- Bond, S., & Malik, A. (2007). Explaining Corss-country Variation in Investment : The Role of Endowments, Institutions and Finance. <https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:1e3e082e-3775-4616-8429-fc0f5adf6200>
- Dahir portant loi n° 1-93-147 du 15 moharrem 1414 (6 juillet 1993), 1-93-147 (1993).
- De Gregorio, J., & Guidotti, P. E. (1995). Financial development and economic growth. *World Development*, 23(3), 433-448. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(94\)00132-I](https://doi.org/10.1016/0305-750X(94)00132-I)
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Ennadifi, I., & Azougagh, A. (2021). La gestion de risques dans les banques participatives : Enjeux et perspectives. *Revue Internationale des Sciences de Gestion*, 4(4), Article 4. <https://revue-isg.com/index.php/home/article/view/744>
- Guillaumont Jeanneney, S. (2019, juillet). Les enjeux de la réforme du régime de change du Maroc. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-02287908>
- Hassan, M. K., Sanchez, B., & Yu, J.-S. (2011). Financial development and economic growth : New evidence from panel data. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(1), 88-104. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2010.09.001>

- Ilyina, A., & Samaniego, R. (2011). Technology and Financial Development. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(5), 899-921. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2011.00401.x>
- Jbili, M. A. (1997). Financial Sector Reforms in Algeria, Morocco, and Tunisia : A Preliminary Assessment. International Monetary Fund.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and Growth : Schumpeter Might Be Right\*. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737. <https://doi.org/10.2307/2118406>
- Lakmiti, L. N., & Malainine, C. (2021). Le cadre réglementaire et institutionnel de la gouvernance des banques participatives au Maroc. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 2(2), Article 2. <https://doi.org/10.5281/zenodo.4641521>
- Lamrani, E. M. (2016). Le système financier marocain en quête d'un nouveau souffle. In A. Boutaleb, B. Dupret, J.-N. Ferrié, & Z. Rhani (Éds.), *Le Maroc au présent : D'une époque à l'autre, une société en mutation* (p. 967-973). Centre Jacques-Berque. <http://books.openedition.org/cjb/1145>
- Lartey, E. K. K., & Farka, M. (2011). Financial development, crises and growth. *Applied Economics Letters*, 18(8), 711-714. <https://doi.org/10.1080/13504851.2010.493134>
- Levine, R. (2003). More on Finance and Growth : More Finance, More Growth? *Review*, 85, 31-46. <https://doi.org/10.20955/r.85.31-46>
- Levine, R. (2005). Chapter 12 Finance and Growth : Theory and Evidence. In *Handbook of Economic Growth* (Vol. 1, p. 865-934). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01012-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9)
- McKinnon., R. I. (1973). Money and capital in economic development (Vol. 2). The Brookings Institution. <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0305750X74900989>
- Mezene, M., & Echkoundie, M. (2020). L'adoption au Maroc du taux de change flottant : Motivations, prérequis et stratégie de transition. *Finance & Finance Internationale*, 18.
- Ministère de l'économie et des finances. (2016, juin). Le système financier marocain. *AL MALIYA*, 60.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economic Statistics*. <https://cowles.yale.edu/node/142137>

- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. 43. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- 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. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, A. W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283. <https://doi.org/10.2307/2550759>
- Sancak, C. (2002). Financial Liberalization and Real Investment : Evidence from Turkish Firms. *International Monetary Fund*. <https://www.elibrary.imf.org/downloadpdf/journals/001/2002/100/001.2002.issue-100-en.pdf>
- Shaw, E. S. (Edward S. (avec Internet Archive). (1973). Financial deepening in economic development. New York, Oxford University Press. [http://archive.org/details/financialdeepeni0000shaw\\_18k4](http://archive.org/details/financialdeepeni0000shaw_18k4)
- Tariq, H., & SADQI, A. (2021). la quête d'innovation au marché financier marocain : entre tendances mondiales et nécessités nationales. *Revue de Consolidation comptable et de Management de la Performance* ISSN: 2665 -752X Numéro 4
- Williamson, S. D. (1987). Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(1), 135. <https://doi.org/10.2307/1884684>
- Wurgler, J. (2000). Financial markets and the allocation of capital. *Journal of Financial Economics*, 58(1), 187-214. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00070-2](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00070-2)

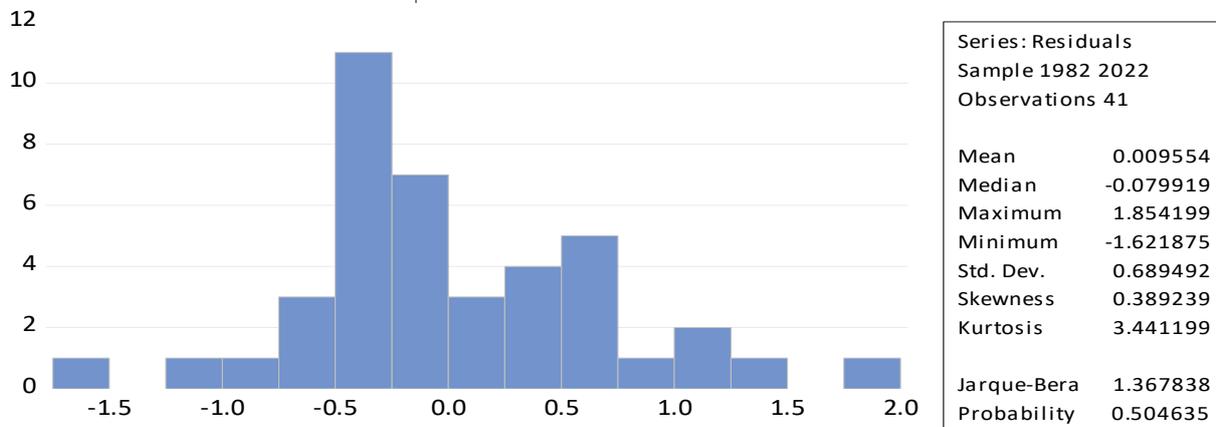
**ANNEXES**

**A1 Figure : Déterminations des retards optimaux du modèle estimé**



**A2 diagnostics des résidus**

LE TEST POUR	NOM DU TEST	DU STATISTIQUE DE TEST	P-VALUE
AUTOCORRELATION	Breusch-Godfrey	0.574596	0.5657
HÉTÉROSCÉDASTICITÉ	Breusch-Pagan-Godfrey	0.514872	0.9079



*Figure A3: test de stabilité du modèle*

