

Effets de la politique monétaire sur l'inflation et la croissance économique au Mali

Aminata **TEME**¹, Ibrahim **SANOGO**², Hawa **KANTE**³, Amadou **BAMBA**⁴,
Abdoulaye **MAIGA**⁵, Drissa **KONE**⁶

¹Enseignant-Chercheur/ Faculté des Sciences des Sciences et de Gestion (FSEG)
Université de Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB), Mali

²Enseignant-Chercheur/ Faculté des Sciences des Sciences et de Gestion (FSEG)
Université de Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB), Mali

³Faculté des Sciences des Sciences et de Gestion (FSEG)
Université de Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB), Mali

⁴Enseignant-Chercheur/ Faculté des Sciences des Sciences et de Gestion (FSEG)
Université de Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB), Mali

⁵Enseignant-Chercheur/ Faculté des Sciences des Sciences et de Gestion (FSEG)
Université de Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB), Mali

⁶Enseignant-Chercheur/ Faculté des Sciences des Sciences et de Gestion (FSEG)
Université de Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB), Mali

Résumé : Ce travail de recherche a pour but d'analyser l'impact de la politique monétaire de la BCEAO sur la croissance économique et l'inflation au Mali. Pour cela, deux équations ont été utilisées, l'une pour expliquer l'inflation et l'autre pour expliquer la croissance économique en utilisant la méthode d'estimation ARDL. A l'aide des données trimestrielles provenant de la BCEAO couvrant la période 2010-2021, nous avons trouvé qu'à court terme, le taux de prise en pension a un effet négatif et significatif sur la croissance économique au Mali. Par contre à long terme, elle affecte positivement et significativement la croissance économique.

En outre le taux du marché monétaire influence positivement et significativement sur la croissance économique. Le taux de marché monétaire agit de façon négative et significative sur la croissance économique. Il ressort des estimations de l'équation de l'inflation que le taux de prise en pension et le taux de marché monétaire expliquent l'inflation qu'à long terme. Ainsi, à long terme, le taux de prise en pension affecte positivement et significativement l'inflation. Par contre le taux de marché monétaire n'affecte pas l'inflation.

Mots clés : taux directeurs, taux de marché monétaire, taux de prise en pension, inflation, croissance économique.

1. INTRODUCTION

Le problème du rôle de la monnaie dans l'explication des fluctuations économiques se trouve au centre des interrogations de nombreux chercheurs. En effet, les économistes ont toujours accordé une attention particulière à la quantité de monnaie en circulation ainsi qu'aux impacts de ses variations sur la production et l'inflation. Les idées ne sont pas toujours correspondantes sur la question et cela n'est pas un fait nouveau. En effet, les polémiques sur les questions monétaires existaient depuis que la monnaie fut introduite dans les échanges commerciaux. Les économistes polémiquaient déjà sur les principes devant régir l'émission de la monnaie (banking school & currency school) Ricardo (1803). Avec les travaux de Say (1803) qui énoncent que l'offre crée sa propre demande, les économistes ont débattu sur la question monétaire. D'un côté, la pensée classique considère qu'il existe une dichotomie parfaite entre le secteur réel et le secteur de la monnaie, la monnaie ne permettant que le passage de l'un à l'autre des pôles.

De l'autre côté, c'est autour des travaux de Wicksell (1898), Walras (1900), Fisher (1911) et Pigou (1918) que s'organise l'évolution de la théorie de la monnaie et de l'intérêt. Aujourd'hui, les débats ont un peu évolué sur les mouvements des variables monétaires qui affectent dans une certaine mesure l'économie réelle.

La politique monétaire étant l'un des principaux instruments de la politique économique, elle concourt à l'atteinte des objectifs de cette dernière. Si une certaine efficacité lui est reconnue en ce qui concerne la maîtrise de l'inflation, son impact sur l'activité reste l'objet d'un vif débat entre économistes.

La situation monétaire de l'Union Économique Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) a été marquée, au premier trimestre 2020, par une légère accélération du rythme de progression de la masse monétaire, en glissement annuel, en raison avec le rebond des actifs extérieurs nets ainsi que l'accroissement des créances intérieures. Les réserves de change de l'Union se sont renforcées sur une base annuelle, assurant 6,3 mois d'importations de biens et services à fin mars 2020.

Le taux d'intérêt moyen trimestriel des appels d'offres hebdomadaires d'injection de liquidité s'est nettement orienté à la baisse, en ressortant à 2,69% contre 2,98% le trimestre précédent. Depuis le mois d'avril 2020, il se situe à 2,50%, en liaison avec les injections de liquidité au taux fixe de 2,50% lancée par la Banque Centrale pour lutter contre les effets néfastes de la crise sanitaire (rapport BCEAO, 2020).

Abordant la situation de l'inflation dans l'Union, le Comité a relevé que le niveau général des prix à la consommation a augmenté durant le premier trimestre 2020. Le taux d'inflation est ressorti à 1,2% après -0,6% un trimestre plus tôt. Cette situation est liée au rebond des prix des produits alimentaires. A l'horizon de huit trimestres, le taux d'inflation se situerait à 2,2%, en glissement annuel, en ligne avec l'objectif de stabilité des prix poursuivi par la Banque Centrale (rapport BCEAO, 2020).

Les plans de relance mis en place par les États et l'assouplissement progressif des restrictions de déplacement devraient conduire à un redémarrage de l'appareil productif, les membres du Comité de Politique Monétaire (CPM) ont décidé d'accompagner cette dynamique, en baissant de 50 points de base les taux directeurs de la Banque Centrale. Le taux d'intérêt minimum de soumission aux opérations d'appels d'offres d'injection de liquidité passe ainsi de 2,50% à 2,00% et le taux d'intérêt du guichet de prêt marginal est ramené de 4,50% à 4,00%. Cette décision entre en vigueur à compter du 24 juin 2020 (rapport BCEAO, 2021).

Par ailleurs, le Comité de Politique Monétaire a relevé que la situation de constitution des réserves obligatoires par les banques reste confortable. Sur cette base, le Comité a décidé de maintenir inchangé le coefficient de réserves obligatoires applicable aux banques de l'Union, qui demeure fixé à 3,0%. Jusqu'au Septembre 2022.

Au Mali le taux d'inflation moyen avait diminué de -3,0% en 2019 ; le taux d'inflation a augmenté de 0,5% et le taux d'inflation, en glissement annuel, est projeté à 1,6% au deuxième trimestre 2020. A l'horizon de huit trimestres, il s'établirait à 2,2%. Ainsi le taux d'inflation a connu une augmentation de 3,9% en 2021 et en 2022 le Mali a eu un taux faible d'inflation par rapport en 2021. qui est de 3,6%(rapport BCEAO, 2022).

Au Mali depuis 2018 le taux de croissance du PIB réel a augmenté en moyenne de 4.7%; en 2019 il a connu une forte croissance de 5.1%, ainsi qu'en 2020 il a eu une faible croissance du PIB réel à 2,8%. Le PIB réel a augmenté de 3,1 % en 2021, soit juste au-dessus du taux de croissance démographique estimé à 3 %. En conséquence, le PIB par habitant a stagné en 2021 et le taux de pauvreté national est resté à 44,4 %, avec 50 000 personnes supplémentaires en situation d'extrême pauvreté. 25 mai 2022.

Au Mali, la croissance s'est située autour de 5% entre 2014 et 2019 avant de reculer sous les effets de la Covid-19 en 2020. Les pays membres de l'UEMOA, ont enregistré une faible croissance économique au cours des quinze dernières années. Jamais une union économique et monétaire n'a connu un suivi aussi strict de politiques dites de désinflation compétitive, d'inspiration monétariste.

Suite à ce constat la croissance augmente avec l'inflation à des taux d'inflation faibles, mais diminue avec l'inflation à des taux d'inflation élevés. Cependant, pour une élasticité de substitution inter temporelle du temps de travail positif, l'inflation a un effet négatif sur la croissance (rapport BCEAO, 2022).

Au regard de ces éléments précédemment évoqués, quels sont les effets de la politique monétaire sur l'inflation et sur la croissance économique au Mali ? Le reste du travail va s'articuler sur la revue de la littérature et la méthodologie de la recherche :

2. Revue de la littérature

La politique monétaire représente les actions mises en œuvre par les autorités monétaires afin de procurer à l'économie la quantité de monnaie nécessaire à la poursuite de la croissance économique et à la réalisation du plein-emploi tout en préservant la stabilité de la valeur de la monnaie au niveau interne (le niveau général des prix) et au niveau externe (taux de change).

2.1.5. La politique monétaire et l'inflation

La première lutte qui vise à freiner l'inflation c'est la politique monétaire. Elle est utilisée dans le but de réduire la croissance de la masse monétaire. Réduire la masse monétaire est importante dans un pays puisque son accentuation dans une économie entraîne une hausse généralisée des prix. Il y a un lien entre la monnaie et les transactions effectuées par les agents économiques. C'est l'équation quantitative de la monnaie qui explique d'une manière plus précise ce mécanisme (Référence : section précédente : Monnaie et inflation).

La Banque Centrale semble le premier responsable de l'application de cette politique monétaire.

Pour faire baisser le volume de la monnaie en circulation, cette dernière devrait chercher, en toute sorte, tous les moyens et possibilités afin d'opter un taux directeur plus élevé. Tant que le taux proposé par la Banque est élevé, c'est évident que les Banques primaires vont imposer à leur tour un taux élevé pour ne pas se trouver dans la situation de perte et pour éviter tous les problèmes de liquidité bancaires (insuffisance ou manque de liquidité). Ainsi, si les Banques primaires empruntent ou font une demande de liquidités auprès de la Banque Centrale, celles-ci vont rembourser un énorme montant avec un taux de réescompte plus élevé. De ce, fait il existe déjà un moyen de réduire les liquidités disposées par les Banques et elles vont limiter les crédits accordés au profit des emprunteurs. Un autre moyen afin de comprimer ces liquidités bancaires réside dans l'application par la Banque Centrale d'une politique de crédit.

Pour cela, elle doit imposer aux Banques un taux de réserves obligatoires très significatif. En d'autres termes, elles sont contraintes de déposer une énorme partie de leurs liquidités auprès de la Banque Centrale pour éviter un manque total de liquidités et une cessation de leurs activités. Avec un taux élevé, on pourrait

si facilement attirer les déposants à placer leur argent. Cependant, les gens ayant l'habitude d'emprunter auprès des Banques craignent le fait qu'ils n'arrivent plus à honorer leurs engagements envers les prêteurs, c'est à dire de rembourser les Banques. Une intervention de la Banque Centrale sur le marché monétaire est d'autant plus nécessaire à la réduction de la masse monétaire (Ahamada, 2022).

2.1.6. La politique monétaire et la croissance économique

La croissance économique correspond à l'augmentation soutenue pendant une ou plusieurs périodes longues d'un indicateur de dimension, généralement le Produit Intérieur Brut en termes réels (Françoise, 1966).

La politique monétaire est une composante importante de la politique économique d'ensemble. La Banque centrale est généralement chargée d'exécuter cette politique. Elle doit coopérer avec les autres autorités pour atteindre les objectifs recherchés compte tenu de l'interdépendance entre les différentes politiques économiques (en particulier, la politique budgétaire). S'agissant de la mise en place de la politique monétaire, dans les dernières décennies ont été marquées par la large adhésion des banquiers centraux aux trois principes suivants :

- A long terme, l'objectif principal de la politique monétaire est de stabiliser la valeur de la monnaie. Il n'en demeure pas moins que la Banque centrale doit s'occuper de la stabilité du système périphérique
- La règle de la politique monétaire est appréciable à la politique discrétionnaire.
- La crédibilité de la Banque centrale est considérée comme une condition majeure pour atteindre l'objectif recherché. A ce propos, l'indépendance de la banque centrale a été considérée comme le gage de sa crédibilité.

Au cours des années quatre-vingt-dix, un large consensus s'est dégagé concernant la politique monétaire a pour objet de procurer à l'économie la masse monétaire nécessaire à la croissance économique et à la réalisation du plein emploi tout en respectant la stabilité de la monnaie au niveau interne (stabilité des prix) et au niveau externe (stabilité du change). Dans ce cadre il n'y pas de politique monétaire sans un débat théorique sur le rôle de la monnaie (monnaie passive ou monnaie active). C'est ce débat qui a enrichi et alimenté les réflexions sur la politique monétaire contemporaine. Les autorités de niveaux et compétentes se fixent des objectifs monétaires (contrôle de la croissance de la masse monétaire, ajustement des taux d'intérêt) dont la réalisation et l'exécution nécessite le recours à un certain nombre d'instruments spécifiques.

La théorie keynésienne montre que la politique monétaire est très importante pour arriver au plein emploi auquel les lois du marché ne mènent pas spontanément.

Dans une position de sous-emploi, il convient d'augmenter la quantité de la monnaie pour que les taux d'intérêt diminuent et que, en conséquent, l'investissement accroître, jusqu'à ce que le plein emploi soit réalisé. Ce mécanisme n'est pas préjudiciable à l'épargne, celle-ci dépendant du revenu, mais ne dépendant pas des taux d'intérêt. Cette logique keynésienne a inspiré les politiques économiques occidentales après la seconde guerre mondiale, jusqu'aux les années soixante-dix ou il y'avait une crise économique, marquée par la conjonction d'une augmentation du chômage et l'explosion de l'inflation, qu'elle a mené à des pratiques monétaires « orthodoxes » (Mohammed, 2016).

2.2. Revue de la littérature empirique :

2.2.1. La politique monétaire et l'inflation

Nbukpo (2002), fait une analyse sur l'impact de la variation des taux d'intérêt de la BCEAO sur la croissance économique et sur l'inflation, en utilisant une méthode à correction d'erreur sur la période 1988-1999 avec les données de la BCEAO. Ces résultats ont montré que l'impact est négatif lorsque l'inflation est rapide, culminant à la fin du premier trimestre, et se poursuivant pendant cinq ans avant le retour des tendances à long terme.

Djamila (2019), a fait une analyse de l'efficacité de la politique monétaire de la Banque d'Algérie dans la lutte contre l'inflation, elle a utilisé un modèle économétrique de la méthode (MCO). Les données proviennent de la Banque Mondiale (WDI 2023) avec des données annuelles couvrant la période (1990-2017). Cette étude montre que le taux d'inflation est fortement corrélé à la masse monétaire (M2) et aux positions extérieures globales.

Katuala (2020), a approfondi les études afin d'évaluer l'impact de la politique monétaire sur la stabilité monétaire (interne et externe) et la croissance économique en République démocratique du Congo. En utilisant le modèle VAR structurel (B-S VAR) sur les séries trimestrielles couvrant la période 1980-2019, sont extraites de bases des données de la Banque centrale du Congo (Rapports sur la politique monétaire et Rapports annuels), de la Banque Mondiale (World Development Indicators) et du Fond Monétaire International (FMI). L'article conclut que le canal des taux d'intérêt est limité car le choc des taux d'intérêt n'a pas eu l'impact important attendu sur la croissance économique en République démocratique du Congo. Combey et Nubukpo (2010), ont analysé l'effet non linéaire de l'inflation sur la croissance dans l'UEMOA. En exploitant le modèle du panel dynamique à effet de seuil, les données utilisées proviennent de la banque mondiale, WDI-2013 ; couvrant de 1977- 2012, car nous avons constaté que la cause inflationniste ralentissait l'économie, et que la croissance et l'emploi avaient un impact négatif l'un sur l'autre.

Bourioune (2018), a examiné les effets d'une augmentation de la masse monétaire sur l'inflation et la croissance en Algérie. Elle a utilisé un modèle VAR/VECM sur la base des données de la banque mondiale de 2007-2016. Les résultats de cet article ont montré que les effets des chocs financiers sur l'inflation sont tangibles, qu'ils ont des effets immédiats sur le niveau global des prix et qu'ils persistent dans le temps.

Nyanda (2021), a déterminé les causes et l'impact économique de l'inflation dans la CEMAC. Au soutien des deux équations (de l'inflation et la croissance) sont estimées par la méthode des moments généralisés (MMG). Les données analysées proviennent de la banque mondiale (World Développement Indicatif 2017) l'étude couvre les périodes 1977-2016. Les résultats montrent que l'inflation ne soutient pas l'activité économique et est causée par le commerce avec le monde extérieur.

Tankak et Eze (2022), ont critiqué le Cible d'inflation et l'inefficacité du politique de lutte contre le chômage dans les pays de la CEMAC. Cette critique était basée sur la Méthodes des Moments Généralisés (GMM) sur la période 1994-2019. Les résultats de cet article montrent qu'une politique monétaire ciblant l'inflation (3%) n'est pas un moyen crédible pour les pays membres de la CEMAC de lutter efficacement contre les taux de chômage élevés dans ces pays.

Amadouche (2014) a examiné la relation entre le taux d'inflation et la croissance économique pour voir combien d'inflation est nécessaire dans un échantillon de quatre pays d'Afrique du Nord. Il a utilisé une méthode des moments généralisés, avec les données de panel, sur la période de 1960-2014. La source des données de la Banque mondiale (WDI 2015). Les résultats montrent qu'il existe une relation positive et inélastique entre l'inflation et la croissance économique dans ces pays.

Toe (2010), a fait une analyse de l'inflation plus détaillée que jamais, à l'aide d'un modèle de type autorégressifs à retards échelonnés (ARDL) avec les bases de données de la BCEAO (BASTAT) sur la période 2002-2003. Les résultats ont montré que les niveaux d'inflation futurs dans les pays de l'UEMOA dépendent fortement des niveaux passés d'inflation des importations et des niveaux de production alimentaire.

Fall, Sy (2019), ont fait une étude pour remettre en cause la complémentarité objective résultant de la politique monétaire de la BCEAO, à savoir la stabilité des prix et la stabilité du taux de change. Le modèle QPM (*Quarterly Projection Model*), les données utilisées dans l'étude sont de fréquence trimestrielle et couvrent la période allant de T1-2008 à T1-2019. Ces informations ont été collectées à partir de la base de

données de la BCEAO. Par conséquent, la fixation du taux de change constituerait un obstacle à l'application de l'objectif de prix. Elle conduit à détruire son principal atout : le potentiel des politiques de stabilisation conjoncturelle.

2.2.2. La politique monétaire et la croissance économique

Blot, et Hubert (2021), ont fait une analyse de la contribution de la politique monétaire à la croissance économique dans la zone euro. Pour des études allant de 2018-2020 avec la méthode d'estimation du modèle VAR les données des Survey of Professional Forecasters. Les résultats ont montré que le soutien de la politique monétaire devrait s'assouplir, ce qui pourrait nuire à la croissance jusqu'en 2020 dans les six économies avancées.

Joseph et Sumata (2022), ont examiné l'impact des politiques monétaires et budgétaires sur la croissance économique en République démocratique du Congo. En utilisant une méthodologie du modèle VAR structurel pour les données annuelles, couvrant la période 1967-2020, avec le nombre d'observations $n=53$, et sont extraites des sources de la Banque Centrale du Congo ainsi que de la Banque Mondiale. Par conséquent, le taux de croissance du PIB réel, connaît de nombreuses fluctuations périodiques, dont l'amplitude change avec le temps.

N'diaye et Konté (2013) ont examiné la relation entre la croissance économique et l'incertitude due à la volatilité de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Cette étude portait sur un modèle VAR-GARCH susceptible de faire ressortir, d'une part, les différentes caractéristiques des chocs d'inflation dans l'union et d'autre part, les liens entre l'inflation incertaine et la croissance économique sur la période de 2012-2017. Une étude faite sur des données du panel, les résultats de cette étude montrent l'impact négatif de l'interaction des chocs d'inflation et de l'inflation incertaine entre les pays sur la croissance économique des pays membres.

Rakotoarisoa (2019), a critiqué l'effet de la politique monétaire et la croissance économique à Madagascar à l'aide des approches par la modélisation modèle VAR tout comme les études effectuées pour faire l'exploitation sur la période de 1960 jusqu'à nos jours avec des données de la banque mondiale. Ce résultat a influencé l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique dans la zone CEMAC.

Kuindja et Bitu (2021), l'étude de la recherche menée était d'évaluer la qualité institutionnelle par rapport à la relation entre le crédit bancaire et la croissance économique dans les pays d'Afrique subsaharienne. Appui des estimations économétriques sur la méthode des moments généralisés (MMG) en panel dynamique de 36 pays de la zone sur la période allant de 2000 à 2018. En conclusion de cet article est que deux institutions politiques améliorent l'accès aux prêts bancaires en Afrique subsaharienne.

Diallo (2022), a approfondi des études sur les processus de convergence nominale, substantielle et structurelle des pays de la CEDEAO. Il a utilisé une méthode d'analyse en termes de cluster (CAH et K-means), cette méthode a été utilisée pour évaluer le processus de convergence dans sa globalité, et de faire sortir les similitudes ou les dissemblances entre les pays relatifs à un ensemble de critères. Les résultats ont indiqué le comportement de chaque pays dans le processus de convergence ; cela est dû aux différences structurelles importantes entre les économies des nations alliées.

Ekobena (2012), a analysé l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en zone CEMAC. Il a utilisé une Méthode des Moments Généralisés (GMM) ; car elle permet de contrôler les effets individuels et temporels non observés, pour estimer l'équation de croissance de la zone CEMAC sur la période 1986-2006. Les résultats montrent que la politique monétaire était basée sur le rôle agrégé de la monnaie nominale et du crédit mais n'affecte pas la croissance économique dans la zone CEMAC.

3. Méthodologie et source des données

La démarche méthodologique est l'ensemble des opérations par lesquelles les modèles d'analyse sont soumis à l'épreuve des faits, confrontés à des données observables. Afin de vérifier nos hypothèses et d'analyser ainsi apporter des éléments de réponse à notre problématique, nous avons opté pour l'analyse des effets du politique monétaire à travers un modèle ARDL. La période de référence que nous avons retenue est la période 2010 à 2022.

3.1. Cadre théorique de l'étude

Dans le cadre de cette étude nous avons collecté des données annuelles virtuellement. Notre positionnement épistémologique est positiviste car nous cherchons à comprendre et à expliquer l'impact de la politique monétaire sur l'inflation et la croissance économique au Mali. Pour cela nous adopterons une méthode économétrique : le modèle autorégressif à retards échelonnés (AUTO REGRESSIVE DISTRIBUTED LAGS : ARDL) de Pesaran et Shin (1999). Ce modèle permet de mettre en évidence la dynamique de court terme et la relation de long terme qui peut exister entre les différentes variables à l'étude.

Il combine les caractéristiques d'un modèle autorégressif avec celles d'un modèle à décalages temporaires. Notre modèle de croissance s'inscrit dans la logique des modèles de croissance endogène Nubukpo de (2002) et (Combey & Nubukpo.2010). Nous nous s'inspirons de la modélisation de Nyanda (2021), « pour évaluer impact de la politique monétaire sur l'inflation et la croissance économiques. La croissance économique est représentée par la croissance du PIB réel. La croissance du PIB est expliquée par ses valeurs décalées et des variables financière. L'inflation est représentée par l'indice des prix à la consommation (IPC). L'inflation de IPC est expliquée par ses valeurs décalées. Nous avons introduit les variables de contrôle dans le modèle pour améliorer sa spécification.

Les données utilisées dans le cadre de ce travail, sont de source secondaire et couvrent la période 2010-2021. Pour le taux de prise en pension (IPS) et le taux de marché monétaire (IM) les données trimestrielles sont disponibles. Par contre pour les autres variables, elles sont disponibles en données annuelles. Elles seront transformées en données trimestrielles grâce à une procédure de trimestrialisation, à partir de séries de données annuelles disponibles auprès de la BCEAO (pour les taux) et à partir de la base de données « Live Data Base (LDB) » de la Banque Mondiale (pour les données du secteur réel).

3.2. Cadre empirique de l'étude

3.2.1. Outils d'analyse et méthode de vérification des hypothèses

Pour vérifier nos hypothèses, nous utilisons le modèle autorégressif à retards échelonnés (AUTO REGRESSIVE DISTRIBUTED LAGS : ARDL) de Pesaran et Shin (1999). Dans la mesure où certaines variables sont stationnaires et d'autres comportent une racine unitaire, on retient généralement le modèle ARDL pour estimer l'équation dynamique.

Le modèle ARDL (modèle autorégressif à retards échelonnés) proposé par Pesaran et Shin (1998) et Pesaran et Al. (2001) permet de tester les relations de long terme en utilisant le test des limites « Bounds Test » sur des séries qui ne sont pas intégrées de même ordre d'un côté et d'autre part d'obtenir des meilleures estimations sur des échantillons de petite taille ((Narayan & Smyth, 2005).

Ainsi, l'ARDL donne la possibilité de :

- Comblent les lacunes des méthodes de cointégration conventionnelles (Engle-Granger, 1987 et Johanssen, 1991) qui requièrent un même ordre d'intégration des variables,
- Estimer simultanément des relations de court et de long terme entre les variables,
- Mesurer même si les méthodes d'Engle-Granger (1987) et Johanssen (1991) nécessitent un nombre d'observation élevé, l'approche ARDL est relativement plus efficiente pour les petits échantillons,

- Donner des estimations non biaisées pour le modèle de long terme et des t-statistiques valides même si certaines variables explicatives sont endogènes (Harris et Sollis, 2003).

Le modèle ARDL doit être effectué en trois étapes après l'estimation, La première étape consiste à tester la présence, ou pas, d'une relation de cointégration entre les variables étudiées. Cela se fait à partir de test de Fisher (F-test) il s'agit de tester l'hypothèse nulle dont les coefficients associés aux variables en niveau sont égaux à zéro identiquement identifiable, qui indique l'absence de cointégration, lorsque la valeur calculée du F-test dépasse la valeur critique maximale du Bounds test, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration sera rejetée ce qui implique l'existence de relation de cointégration entre les variables étudiées.

La deuxième étape consiste à déterminer les ordres des retards dans le modèle ARDL en utilisant le critère d'information Schwartz (SIC) et ensuite, le modèle choisi est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires pour obtenir une estimation de long terme. Cette estimation de long terme, de la spécification ARDL choisie, donne une estimation des coefficients de la relation de cointégration. S'agissant la dernière étape, nous procédons à estimer le modelé ARDL à correction d'erreur de la forme fonctionnelle.

3.2.2. Spécification du modèle

Le modèle économétrique ARDL est estimé dans deux (2) équations qui sont : l'équation de l'inflation et l'équation de la croissance.

➤ L'équation de l'inflation

En nous inspirons les travaux de Moser (1995) pour le Nigeria et Sowa (1996) pour le Ghana. Le modèle fonctionnel peut s'écrire de la manière suivante :

$$IPC = f(PIB, TMM, IPS, OVC, IPM, INVTOTR, CRECON, EMP, TINR)$$

Avant de tester le modèle ci-dessus, vous devez d'abord effectuer un test de racine unitaire sur chaque variable pour vérifier la stationnarité. Nous essaierons de vérifier la relation à long et à court terme entre l'IPC et la composition. Par conséquent, nous utilisons le modèle de décalage temporel (test de liaison) développé par Pesaran et Shin (2001). La méthode de test associée à la cointégration est pratiquée car elle peut gérer à la fois les variables I(0) et I(1). Le modèle ARDL qui sera appliqué dans cette étude est le suivant :

$$\begin{aligned} \Delta IPC_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_1 \Delta IPC_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_2 \Delta TMM_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_3 \Delta IPS_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_4 \Delta PIB_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{q-1} \beta_5 \Delta OVC_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_6 \Delta INVTOTR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_7 \Delta EMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_8 \Delta CRECON_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{q-1} \beta_9 \Delta TINR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_{10} \Delta IPM_{t-i} + \theta_1 IPC_{t-1} + \theta_2 TMM_{t-1} + \theta_3 IPS_{t-1} + \theta_4 PIB_{t-1} + \\ & \theta_5 OVC_{t-1} + \theta_6 INVTOTR_{t-1} + \theta_7 EMP_{t-1} + \theta_8 CRECON_{t-1} + \theta_9 TINR_{t-1} + \theta_{10} IPM_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Parmi eux, Δ est l'opérateur de différence du premier ordre, $\beta = 1 \dots 10$ représente le modèle de correction d'erreurs, $\theta = 1 \dots 10$ est la relation à long terme, p est le nombre de retard de la variable explicative IPC, $\theta = 1 \dots 10$ est la relation à long terme, p est le nombre de retard de la variable explicative IPC, $\beta = 1 \dots 10$ représente le modèle de correction d'erreurs, $\theta = 1 \dots 10$ est la relation à long terme. q est le nombre retardé de la variable explicative ; ε_t est le terme d'erreur.

Pour choisir une longueur de décalage appropriée pour un modèle ARDL, les chercheurs utilisent généralement la littérature et la convention pour déterminer le nombre de décalages à utiliser. Cependant, deux critères de sélection sont principalement utilisés pour déterminer l'ordre des modèles ARDL : le critère Bayésien-Schwarz (BIC) et le critère d'information d'Akaike (AIC).

Enfin, pour estimer la dynamique à court terme, le modèle à correction d'erreur suivant a été formulé :

$$\begin{aligned} \Delta IPC_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_1 \Delta IPC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta TMM + \sum_{i=1}^n \beta_3 \Delta IPS_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_4 \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_5 \Delta OVC_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_6 \Delta \ln INVTOTR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_7 \Delta \ln IPM_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_8 \Delta \ln EMP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_9 \Delta \ln CRECON_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{10} \Delta TINR_{t-i} + \mu ECT_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Où : $\beta_i, i=1 \dots 10$ sont les paramètres à court terme. ECT est le terme de correction d'erreur retardé obtenu à partir du long terme relation d'équilibre et μ représente en effet la vitesse d'ajustement du modèle vers son équilibre de long terme.

➤ L'équation de la croissance

L'équation de la croissance prend sa base dans Lucas (1988), L'équation de croissance s'inspire également des travaux de Kahn et Knight (1991). Elle se présente ainsi :

Une bonne analyse théorique nécessite l'utilisation d'un cahier des charges pouvant prendre en compte les spécificités du "sujet" objet d'étude, ainsi notre modèle fonctionnel a la forme suivante :

$$PIB = f(IPC, TMM, IPS, OVC, EMP, IPM, TINR, INVTOTR, CRECON)$$

Avant de tester le modèle ci-dessus, vous devez d'abord effectuer un test de racine unitaire sur chaque variable pour vérifier la stationnarité. Nous essaierons de vérifier la relation à long et à court terme entre l'IPC et la composition. Par conséquent, nous utilisons le modèle de décalage temporel (test de liaison) développé par Pesaran et Shin (2001). La méthode de test associée à la cointégration est pratique car elle peut gérer à la fois les variables I(0) et I(1). Le modèle ARDL qui sera appliqué dans cette étude est le suivant :

$$\begin{aligned} \Delta PIB_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_1 \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_2 \Delta TMM_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_3 \Delta IPS_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_4 \Delta IPC_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{q-1} \beta_5 \Delta OVC_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_6 \Delta INVTOTR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_7 \Delta EMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_8 \Delta CRECON_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{q-1} \beta_9 \Delta TINR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_{10} \Delta IPM_{t-i} + \phi_1 PIB_{t-1} + \phi_2 TMM_{t-1} + \phi_3 IPS_{t-1} + \phi_4 IPC_{t-1} + \\ & \phi_5 OVC_{t-1} + \phi_6 INVTOTR_{t-1} + \phi_7 EMP_{t-1} + \phi_8 CRECON_{t-1} + \phi_9 TINR_{t-1} + \phi_{10} IPM_{t-1} + \varepsilon_t' \end{aligned} \quad (2)$$

Avec Δ est l'opérateur de différences premières ; $\beta= 1 \dots 10$ la représentation du modèle à correction d'erreurs ; $\theta= 1 \dots 10$ les relations de long terme ; p est le nombre de retards de la variable expliquée PIB ; q est le nombre de retards des variables explicatives ; et ε_t est le terme d'erreur.

Pour sélectionner la longueur de décalage appropriée du modèle ARDL, le chercheur dépend généralement de la littérature et de la convention pour déterminer le nombre de retards à utiliser. Cependant, il existe deux critères de sélection qui servent principalement à déterminer l'ordre du modèle ARDL : le critère bayésien de Schwarz (BIC) et le critère d'information d'Akaike (AIC)

Enfin, afin d'estimer la dynamique à court terme, le modèle de correction d'erreur suivant est formulé :

$$\begin{aligned} \Delta \text{PIB}_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_1 \Delta \text{PIB}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta \text{TMM} + \sum_{i=1}^n \beta_3 \Delta \text{IPS}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_4 \Delta \text{IPC}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_5 \Delta \text{OVC}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_6 \Delta \ln \text{INVTOTR}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_7 \Delta \ln \text{IPM}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_8 \Delta \ln \text{EMP}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_9 \Delta \ln \text{CRECON}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{10} \Delta \text{TINR}_{t-i} + \mu \text{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Où : $\beta_i, i=1 \dots 10$ sont les paramètres à court terme. ECT est le terme de correction d'erreur retardé obtenu à partir du long terme relation d'équilibre et μ représente en effet la vitesse d'ajustement du modèle vers son équilibre de long terme.

Lesdites équations mettent en jeu un certain nombre de variables dont la définition fera l'objet des paragraphes suivants.

3.2.3. Variables et données

Tableau 1: Variables, Codes Et Sources

Code	Libellé des variables	Sources	Unités
PIB	Croissance économique ou le Produit Intérieur Brut réel	WDI, Banque Mondiale	%
TMM	Taux de marché monétaire	BCEAO	%
IPS	Taux de prise en pension	BCEAO	%
LNEMP	Logarithme de l'emploi	Banque Mondiale	Dollar
LNINVTOTR	Logarithme d'investissement total réel	Banque Mondiale	Dollar
IPC	Inflation, ou indice des prix à la consommation	Banque Mondiale	%
LNIPM	Logarithme l'indice des prix à l'importation	Banque Mondiale	Dollar
LNCRECON	Logarithme de crédits à l'économie	Banque Mondiale	Dollar
OVC	Ouverture commerciale	Banque Mondiale	%
TINR	Taux d'intérêt réel	Banque Mondiale	%

Source : Auteur

4. Analyse économétrique et interprétation des résultats

4.1. Tests de stationnarité

Dans ces modèles outre les taux, les variables ont été mises sous la forme logarithmique afin de permettre une analyse directe des sensibilités en termes d'élasticité à travers les coefficients.

Nous avons estimé les modèles linéaires de l'inflation et de la croissance par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et ARDL (modèle autorégressif à retards échelonnés sur le logiciel EVIEWS 10. Mais au préalable les tests sur les données temporelles ont été effectués. Il s'agit notamment des récents tests de stationnarité et de cointégration et, ce dans le but d'éviter les risques d'une régression fallacieuse. La non-stationnarité se manifeste à travers deux composantes : la présence de tendance déterministe et/ou de la tendance stochastique. A cet égard, le test proposé par Dickey-Fuller prend en compte le trend (tendance déterministe) et la racine unitaire (tendance stochastique).

En conséquence, la lecture des résultats du test se fait en deux étapes :

- **La significativité ou non du trend** : elle est appréciée à partir de la statistique calculée ou la probabilité attachée à cette statistique (celle-ci est comparée au seuil de 5%)

- **La présence ou non de racine unitaire** : à cet effet, on teste l'hypothèse nulle H_0 contre l'hypothèse alternative H_1 . Les hypothèses sont :

H_0 : Présence de racine unitaire.

H_1 : Absence de racine unitaire.

- Si on a $ADF \text{ Test Statistic} > \text{Critical Value}$ alors on accepte H_0 : la série X a une racine unitaire.
- Si on a $ADF \text{ Test Statistic} = \text{Critical value}$ alors on accepte H_1 : la série X n'a pas de racine unitaire.

Mais généralement, les variables économiques ne réagissent pas le plus souvent instantanément mais avec un certain délai d'ajustement. Ainsi, lorsque les séries chronologiques sont non-stationnaires et cointégrées, il convient d'estimer leurs relations au travers d'un modèle à correction d'erreur. En effet, Engel et Granger (1987) ont montré que toutes les séries cointégrées peuvent être représentées par un modèle à correction d'erreur.

Deux séries Y_t et X_t sont dites cointégrées si les deux conditions suivantes sont vérifiées :

- les deux séries sont affectées d'une tendance stochastique de même ordre d'intégration $d : Y_{t1}(d)$ et $X_{t1}(d)$;
- une combinaison linéaire de ces séries permet de se ramener à une série d'ordre d'intégration inférieur $: a_1 Y_t + a_2 X_{t1}(d - b)$ avec $d = b > 0$. $[a_1 a_2]$ est appelé vecteur de cointégration.

Il existe deux méthodes d'analyse des relations de cointégration entre deux ou plusieurs variables :

- la méthode en deux étapes d'Engel et Granger (1987) qui consiste à estimer un modèle de long terme à partir des variables intégrées du même ordre dans le modèle et à étudier la stationnarité des résidus du modèle. Dans ce cas, la relation de cointégration, si elle existe est unique.
- la méthode de Johansen qui, comparativement à celui d'Engel et Granger, donne le nombre de relations de cointégration existant entre les séries concernées, en cas de situation de cointégration entre les séries.

4.1.2. Test de stationnarité des variables et de cointégration des variables

Avant de tester la cointégration d'Engel et Granger entre les variables, il est important de mener le test racine unitaire afin de s'assurer qu'aucune variable n'est intégrée à l'ordre 2 $I(2)$. Ceci est essentiel car la procédure ARDL suppose que toutes les variables sont intégrées d'ordre $I(0)$ ou $I(1)$. Si une variable est considérée comme étant $I(2)$, les statistiques F calculées, produites par Pesaran et al (2001) ne peuvent plus être valides. A cet égard, le test le plus fréquent et le plus utiliser est le test Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Dickey et Fuller, 1979, 1981). Cependant, Phillips et Perron (1988) ont proposé une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller (DF) pour prendre en compte des erreurs hétéroscédastiques. Les résultats des tests de racine unitaire ADF et PP sont effectués en niveau et en différence première pour les variables qui sont présentes dans les deux tableaux.

Tableau 2: Tests sur les Variables en Niveau et en Différence Première

Variable	Dickey Fuller Augmented		Philips-Perron		Ordre d'intégration
	Niveau	Différence première	Niveau	Différence première	
PIB	-7.521941***		-7.510322***		I(0)
TMM	-2.266414	-5.552879***	-2.543385	-5.491532***	I(1)
IPS	-1.730940	-3.866998**	-2.246329	-3.866998**	I(1)
LNEMP	0.045588	-9.142582***	0.613124	-15.73182***	I(1)
LNINVTOTR	0.832233	-7.374510***	2.404765	-7.731940***	I(1)
IPC	-2.509797	-6.656525***	-2.545679	-6.656525***	I(1)
LNIPM	-0.246497	-7.349605***	-0.057426	-7.597629***	I(1)
LNCRECON	-1.007675	-8.590733***	-1.640251	-10.79337***	I(1)

OVC	-0.371420	-6.722286***	-0.420950	-6.722286***	I(1)
TINR	-2.051895	-6.638672***	-2.154992	-6.638672***	I(1)

Valeurs critiques asymptotiques

1%	-3.581152
5%	2.926622
10%	1.601424

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 10

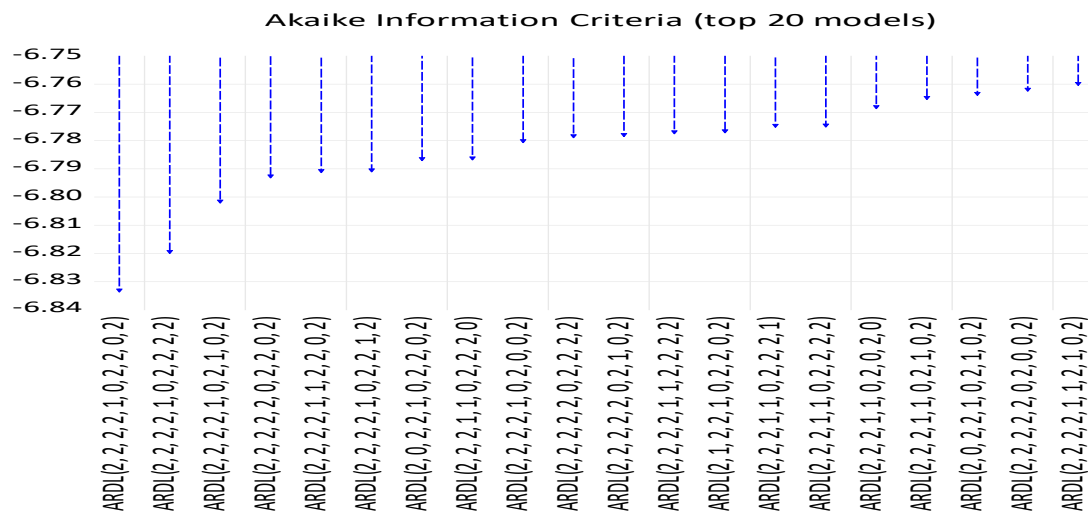
NB : Seuils conventionnels : 1% =***, 5% = **, 10% = *

En effet, de la lecture du tableau, les résultats montrent que la variable PIB est stationnaire en niveau, donc intégrée d'ordre 0. Les différences premières des autres variables sont stationnaires donc intégrées d'ordre 1. Dans ce cas nous retenons que les valeurs de la statistique de Dickey-Fuller Augmented, pour chacune des variables sont toutes inférieures à la valeur critique de Mackinnon au seuil de 5% en différence première. Nous n'avons donc pas de raison de rejeter l'hypothèse alternative de stationnarité pour toutes les séries. Pour faire une modélisation ARDL, des variables utilisées doivent être intégrées d'ordre 0 ou 1. Ainsi, toutes les conditions nécessaires sont remplies pour estimer le modèle ARDL. Cependant, le fait qu'elles soient intégrées d'ordre 1 fait penser à un risque de cointégration entre elles ; ce qui est confirmé par le test de cointégration effectué à partir du résidu de l'équation du modèle de long terme. Le modèle est estimé par les MCO et avec le logiciel Eviews 10, puis est appliqué le test de racine unitaire sur son résidu. En effet, l'hypothèse de cointégration des variables est acceptée si le résidu est stationnaire. Le tableau rend compte du résultat du test de racine unitaire appliqué sur le résidu.

4.1.3. Détermination du retard optimal sur la croissance

Pour choisir le modèle ARDL optimal (celui qui donne des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres), nous allons utiliser le critère d'information d'Akaike (AIC), le graphique ci-dessous fait ressortir le modèle le plus optimal choisi :

Figure 1: Critère d'Information SCHWARZ (SIC) (1)



Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 10

D'après les observations de ce graphique ci-dessus nous avons remarqué le critère AIC le modèle ARDL (2, 2, 2,2 1, 0, 2, 2, 0,2) est le meilleur modèle car la valeur du AIC est la minimale. Alors que c'est le modèle qui donne des résultats statistiquement significatifs.

4.1.4. Le test de cointégration aux bornes :

L'existence d'une relation de long terme entre les variables est indispensable pour faire de bonnes estimations et de prévisions fiables. Pour établir ce type de relation à partir d'observations réelles, plusieurs méthodes ont été développées par les praticiens.

D'abord, Granger (1981) puis Engel et Granger (1987) proposent un test de cointégration pour deux variables intégrées de même ordre. Ensuite, Johanssen permet de dépasser une limite du modèle de Granger en offrant la possibilité de tester des variables intégrées d'ordres différents.

Les méthodes citées ci-haut, s'appliquant exclusivement à des cas bi variés, répondent insuffisamment aux besoins des économistes.

Ainsi, Pesaran (1999) et Pesaran et Shin (2001) ont développé l'approche de test aux limites ou Bounds test pour évaluer la relation de long terme entre plus de deux variables.

Pour que le modèle ARDL de long terme soit pertinent, une cointégration entre les variables doit exister. Si la cointégration n'est pas établie, on doit se limiter au modèle ARDL de court terme.

La règle de décision est la suivante :

- Si la statistique de Fisher est > aux bornes supérieures I(1) alors les variables sont cointégrées.
- Si la statistique de Fisher est < aux bornes inférieures I(0) alors les variables ne sont pas cointégrées.
- Si bornes inférieures < Statistique de Fisher < bornes supérieures alors on ne peut pas conclure.

Tableau 3: Test de Cointégration de Pesaran et al. (2001)

:Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	13.33221	10%	2.16	3.24
K	9	5%	2.43	3.56
		2.5%	2.67	3.87
		1%	2.97	4.24

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 10

En observant le tableau ci-dessus, nous retenons que la statistique de Fisher est supérieure à toutes les valeurs critiques, des toutes les bornes supérieures. Nous rejetons l'hypothèse nulle, il y a cointégration entre les variables. Nous pouvons donc estimer les coefficients de long terme du modèle.

4.1.5. La dynamique de Court terme sur l'équation de la croissance

Les résultats montrent que la dynamique de court terme est ceux obtenus en prenant en compte les variables retardées. Nous nous intéressons principalement aux signes et la significativité des différents coefficients estimés.

Tableau 4: La Dynamique de Court Terme		Tableau 5: Estimation des Coefficients de Long Terme	
Variable	Coefficient	Variable	Coefficient
C	16.68285***		
@TREND	-0.004398***	IPC	-0.000272
D (PIB (-1))	0.517617***	IPS	0.008560***
D(IPC)	-3.21E-05	TMM	-0.002051*
D (IPC (-1))	-0.001824**	TINR	-0.000283
D(IPS)	-0.014994**	OVC	0.002854***

D (IPS (-1))	0.015798**	LNIPM	0.044590
D(TMM)	0.003924*	LNINVTOTR	0.062601***
D(OVC)	0.001492*	LNEMP	-0.751189***
D (OVC (-1))	-0.003366***	LNCRECON	0.195277***
D(LNIPM)	-0.018886		
D (LNIPM (-1))	-0.090897*		
D(LNEMP)	-0.864158**		
D (LNEMP (-1))	0.871870***		
D(LNCRECON)	0.244025***		
D (LNCRECON (-1))	-0.141051**		
Coint Eq (-1)*	-2.243186***		

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 10

Tableau 6: La Dynamique de Court Terme

On constate que les coefficients à court terme des variables (IPC, IPM) ont chacun un signe négatif et non significatif. En effet, l'indice des prix à la consommation (IPC) exerce un effet négatif sur la croissance, et l'indice des prix à l'importation (IPM) exerce un effet négatif sur la croissance ; le taux de prise en pension (IPS) exerce un effet négatif et significatif sur la croissance et aussi l'emploi (EMP) exerce un effet négatif et significatif sur la croissance. Quant à la variable d'ouverture commerciale (OVC), elle exerce un effet positif et non significatif sur la croissance économique. Toutefois, les coefficients des variables financières (CRECON ; TMM) ont chacun un signe positif sur la croissance économique à court terme. En effet, le taux de marché monétaire (TMM) exerce un effet positif et significatif sur la croissance, et le crédit à l'économie (CRECON) exerce un effet positif et significatif sur la croissance. Par contre, Pour les deux variables le crédit à l'économie (CRECON) et taux de marché monétaire (TMM) ont chacun un impact positif sur la croissance économique à court terme.

En plus, on constate que le coefficient de la force de rappel vers l'équilibre **CointEq (-1) = (-2,243186)** est négative et significativement différent de 0 au seuil de 5 %. Il existe donc un mécanisme a correction d'erreur. Le modelé à correction d'erreur est donc valide. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable y (taux de croissance) sera rappelée vers la cible de long terme, est estimé de **-2,24** pour notre modèle ARDL, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme relativement rapide. Le signe négatif sur le terme de correction d'erreur confirme le processus de convergence attendu dans la dynamique à long terme. En fait, **224%** des déséquilibres de l'année dernière sont corrigés au cours de l'année en cours, ce qui suggère une bonne vitesse d'ajustement dans le processus de relation suite à un choc l'année dernière

Tableau 7: Estimation des Coefficients de Long Terme

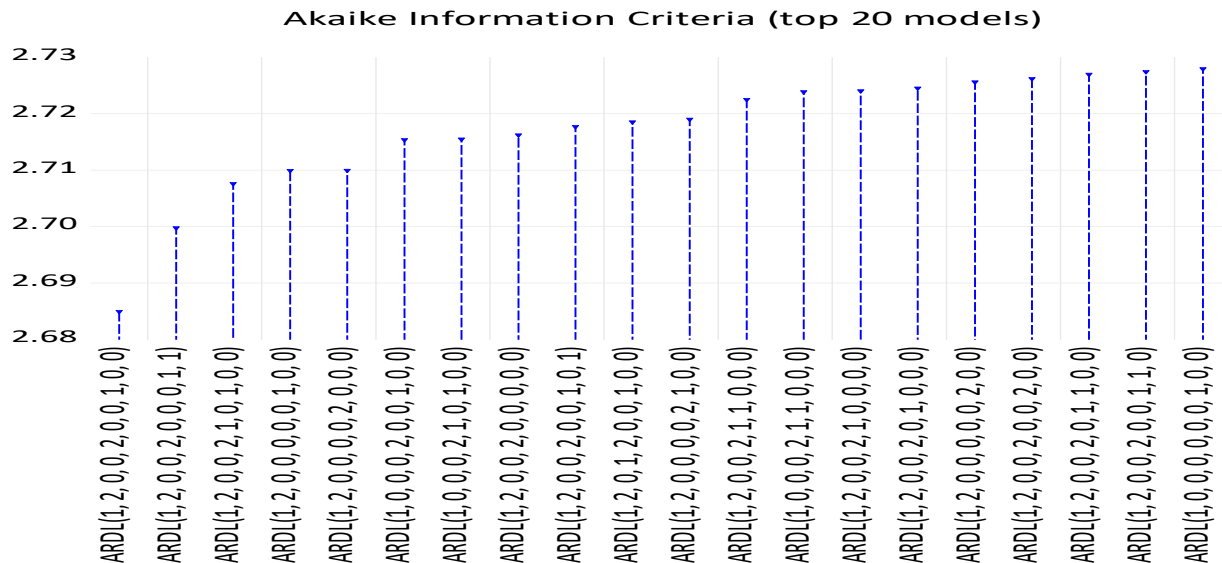
Il est à noter que les coefficients estimés sont des élasticités car les variables du modèle sont prises en logarithme népérien. Concernant la relation de long terme, il existe une relation négative entre des variables relative de parité en matière de finance entre l'indice des prix à la consommation (IPC) ; le taux de marché monétaire ; le taux d'interet réel et l'emploi sur la croissance économique. Le coefficient estimé est de 0,195277 ce qui signifie statistiquement, lorsque le crédit à l'économie augmente de 1%, le produit intérieur brut diminue de 0.195277%. Toutes choses égales par ailleurs. Ces résultats sont très attendus et surtout indispensables étant donné le rôle joué par le degré d'ouverture commerciale pour dynamiser l'activité économique est confirmé. Grace aux résultats cela est conforme à ceux de Rakotoarisoa(2019) ; Blot, Paul(2021) ; Ibrahim ; Kamajou (2020) Combey et Nubukpo (2010); François (2014), En effet, ils ont trouvé une corrélation positive et significative à long terme sur la croissance économique. L'estimation des modèles dynamiques par les méthodes classiques (MCO et Within) donne des estimateurs biaisés et non convergents à cause de la Corrélation entre la variable endogène retardée et le terme d'erreur. Car nous avons constaté que la cause inflationniste ralentissait l'économie, et que la croissance et l'emploi avaient un impact négatif l'un sur l'autre. Néanmoins, les variables de parité en matière de finance entre le taux de prise en pension ; degré d'ouverture commerciale ; investissement total réel et le crédit à l'économie ces variables ont un impact positifs et significatifs sur la croissance économique, avec des degrés respectivement 0.0086 ; 0.0029 ; 0.062 et 0,19.

Détermination du retard optimal sur l'équation de l'inflation

4.1.7. Détermination du nombre de retard (retard optimal) :

Pour sélectionner le modèle ARDL optimal qui nous permet d'obtenir des résultats significatifs, nous utilisons les critères d'information Akaike (AIC). Nous avons le graphique suivant qui nous informe sur le modèle ARDL optimal.

Figure 2: Critère d'Information SCHWARZ (SIC) (2)



Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 10

A partir du graphe ci-dessus (selon le critère d'information Schwarz), le modèle ARDL (1, 2, 0, 0, 2, 0, 0, 1, 0, 0) est le meilleur modèle car la valeur du SIC est la minimale. Après avoir déterminé le nombre de retard de chaque variable il convient de procéder à La stationnarité de chaque série en utilisant le test de racine unitaire, Dickey-Fuller.

4.1.8. Le test de cointégration aux bornes :

Dans la mesure où certaines variables sont stationnaires et d'autres comportent une racine unitaire on retient un modèle ARDL pour estimer l'équation dynamique de l'inflation. Le modèle ARDL (modèle autorégressif à retards échelonnés) proposé par Pesaran et Shin (1998) et Pesaran et al (2001) permet, d'une part, de tester les relations de long terme en utilisant le test des limites « bounds test » sur des séries qui ne sont pas intégrées de même ordre et, d'autre part, d'obtenir des meilleures estimations sur des échantillons de petite taille (Narayan, 2005). Ainsi, l'ARDL adonne la possibilité de traiter simultanément la dynamique de long terme et les ajustements de court terme. C'est dans ce contexte que nous appliquons cette approche afin d'étudier l'impact de la politique monétaire sur l'inflation et la croissance économique au Mali.

Pour cela on fait appel au test de cointégration aux bornes de Pesaran. La valeur de la statistique du test calculée, sera comparée aux valeurs critiques (qui forment des bornes), trois cas peuvent exister :

- Si la valeur du Fisher est supérieure à la borne supérieure, il y'a une cointégration entre les deux variables.
- Si la valeur du Fisher est inférieure à la borne inférieure, il n'y a pas de cointégration.
- Si la valeur de Fisher est comprise entre les deux bornes, on ne peut pas conclure.

Tableau 8: Test de Cointégration de Pesaran et al. (2001)

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	2.983107	10%	1.88	2.99
K	9	5%	2.14	3.3
		2.5%	2.37	3.6
		1%	2.65	3.97

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 10

Nous nous basons sur l'équation (2), le tableau n°7 fait ressortir les résultats du test permettant de décider s'il y a, ou pas, d'une relation de cointégration entre les variables étudiées la valeur de F-test est tirée après avoir estimé l'équation (2). Au niveau de ce test, nous faisons référence aux valeurs critiques asymptotiques énoncées par Narayanan. P.K (2005). Les résultats de la procédure «<bounds test >> ci-dessus montrent que la statistique de Fisher = **(2.983107)** est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité. Donc nous rejetons l'hypothèse H0 d'absence de relation de long terme et nous concluons à l'existence d'une relation de cointégration entre les différentes variables.

4.1.9. La dynamique de Court terme sur l'équation de l'inflation

Tableau 9: La Dynamique de Court Terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	945.8710***	151.8963	6.227082	0.0000
D(PIB)	-20.17821***	8.417376	-2.397209	0.0230
D (PIB (-1))	22.69367***	7.459756	3.042146	0.0048
D(TINR)	-0.165133**	0.077953	-2.118350	0.0425
D (TINR (-1))	0.162203***	0.074957	2.163938	0.0386
D(LNINVTOTR)	18.79951***	3.212230	5.852481	0.0000
CointEq (-1)*	-0.487599***	0.078299	-6.227391	0.0000

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 10

D'après les résultats du tableau (5) nous désignerons par **D** la différence première des variables considérées. Dans ce cas nous constatons que le coefficient d'ajustement ou bien de correction d'erreur (**CointEq (-1)**) est statistiquement significatif (**Prob.=0.0000**) avec un signe négatif (**-0,487599**) et compris entre zéro et un en valeur absolue (**0,48%**), ce qui confirme l'existence d'une relation de long terme (cointégration) entre les variables.

La valeur du coefficient (**-0,48%**) illustre la vitesse du retour à l'équilibre c'est-à-dire à la relation de long terme après une déviation à court terme, ainsi on peut dire que lorsque PIB à court terme s'éloigne de sa valeur d'équilibre de long terme dans la période (**n - 1**),**48%** de ce déséquilibre est corrigé dans la période (**n**) jusqu'à ce qu'il atteigne l'équilibre de long terme.

Concernant la relation à court entre les variables indépendantes et la variable dépendante (IPC), nous constatons que malgré l'existence d'une relation négatif entre IPC ; PIB et taux d'interet réel (TINR) celles-ci sont exercer un effet négatif et significatifs sur l'inflation, la seule variable où il y a l'existence d'une relation positive et significative avec IPC sont celle de l'investissement total réel(INVTOTR). Ceci signifie que le modèle trouve son équilibre de long terme au bout de deux ans.

4.1.10. La dynamique de long terme sur l'équation de l'inflation

Tableau 10: Estimation des Coefficients de Long Terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB	-122.1997	72.44574	-1.686775	0.1020
IPS	2.913569**	1.278805	2.278353	0.0300
TMM	-0.678472	0.516533	-1.313512	0.1990
TINR	-0.392078***	0.154886	-2.531392	0.0168
OVC	0.551462***	0.255592	2.157588	0.0391
LNIPM	-9.814564	13.96836	-0.702628	0.4877
LNINVTOTR	27.91791***	9.595788	2.909392	0.0068
LNEMP	-191.8028***	81.67351	-2.348409	0.0256
LNCRECON	37.42339***	15.38338	2.432716	0.0212

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel Eviews 10

Dans le tableau 9, ils montrent que le coefficient relatif au taux de prise en pension (IPS) est positif pour notre estimation. Ce résultat est conforme aux prédictions théoriques et empiriques. En outre, le signe du coefficient associé au degré d'ouverture commerciale (OVC) est positif et fortement significatif pour notre pays. Ce résultat est très attendu et surtout indispensable étant donné que le rôle joué par l'exportation pour stimuler la croissance est confirmé. Nos résultats sont conformes à ceux d'Agbahoungba (2019). En effet, les Résultats d'Agbahoungba (2019) ont montré que le rôle de la libéralisation commerciale affecte négativement la croissance économique et d'autre part les pays de la zone CEDEAO ne bénéficient pas des effets positifs de la libéralisation du commerce, dans le but de stimuler la croissance. Le taux de prise en pension (IPS) exerce un effet positif sur la croissance économique. Une hausse du taux de prise en pension, d'un point, tend à augmenter le PIB du Mali du 2.91 pour cent.

Cependant, le signe du coefficient associé à la qualité des institutions, mesuré par le taux de marché monétaire est négatif et non significatif pour notre étude, ce qui nous a amené à nous interroger sur la qualité des institutions dans notre pays. Toutefois, les variables financières sont pour la majorité un signe négatif sauf les crédits à l'économie (CRECON) ; taux de prise en pension (IPS) ; l'ouverture commerciale (OVC) et l'investissement total réel (INVTOTR). En effet, ces variables sont des effets positifs et significatifs sur la croissance économique. Une augmentation d'un point de prise en pension en (% IPC) engendre une augmentation de 37,42 de la croissance. Le coefficient positif rejoint les différentes études économétriques qui ont étudié la relation entre l'inflation et croissance. En effet, Joseph et Sumata (2022) ont trouvé que le taux de croissance du PIB réel a connu des nombreuses fluctuations conjoncturelles, dont l'amplitude varie à travers le temps sur la croissance. Ils ont construit un modèle de croissance endogène dans lequel ils intègrent l'innovation technologique et le système financier. Concernant l'ouverture commerciale (OVC), nous avons trouvé que le taux de prise en pension agit positivement sur la croissance économique. Une augmentation de 27,91% de (INVTOTR) engendre une augmentation de la croissance économique.

Notre résultat est conforme à celui de Fall, Sy (2019), qui trouve que la conjecture faite par Doumbia (2013) selon laquelle « Dans un contexte de grave récession se traduisant par l'effondrement du taux de couverture des engagements à vie par les actifs extérieurs (réserves de change), la BCEAO se doit de choisir entre la reconstitution des avoirs extérieurs, donc une politique restrictive, et la relance conjoncturelle. Dès lors, la fixité du taux de change apparaît comme une contrainte empêchant l'application du ciblage de l'inflation. Elle entraîne l'annihilation de son avantage principal qui est la possibilité d'une politique de stabilisation conjoncturelle ».

En revanche, les coefficients du PIB ; TMM ; TINR ; IPM et EMP ont chacun un signe négatif. En effet, le PIB ; TMM et IPM exerce un effet négatif non significatif sur l'inflation. Une hausse du TMM/PIB, d'un point tend à réduire le PIB du Mali de 0.67 pour cent. Quant à la variable TINR, elle exerce aussi un effet négatif sur la croissance. Une hausse du coefficient de la Variable TINR, d'un point, tend à réduire l'IPC du Mali de 0.39 pour cent. Pour la variable des transactions qui mesure la liquidité du marché monétaire, nous avons trouvé qu'elle a un impact négatif sur la croissance économique. Ce résultat, conforme à celui de N'Diaye et Konté(2013), confirme les effets négatifs de l'interaction des chocs d'inflation entre les pays et de l'inflation incertaine sur la croissance économique des pays de l'union. Suite à ce constat, une hausse du coefficient de la variable de l'indice du prix à l'importation, d'un point, tend à réduire l'inflation au Mali. Nubukpo, (2002) de par son résultat, a montré que l'effet négatif sur l'inflation est rapide, avec une ampleur maximale observée dès la fin du premier trimestre et une persistance d'une durée de cinq ans avant le retour à la tendance de long terme. D'après les résultats de NYANDA (2021) l'inflation ne favorise pas l'activité économique mais permet des échanges avec l'extérieur.

4.1.11. Test de validation du modèle

Dans cette étape de validation du modèle, l'objectif est de tester cette validité à travers les tests de diagnostic suivants : test d'autocorrélation des erreurs, test d'hétéroscédastiques des erreurs, test de normalité des résidus et test de stabilité de modèle.

- **Le test d'autocorrélation des erreurs de Breusch- Godfrey.** Il est important que les erreurs de ce modèle soient indépendantes. Pour s'assurer de l'absence d'autocorrélation des erreurs

La statistique de Breusch- Godfrey utilisée est $BG = nR^2$; avec :

- P le nombre de retards des résidus ;
- N le nombre d'observations ;
- R^2 le coefficient de détermination.

Elle suit une distribution de Khi- deux (χ^2) à p degrés de liberté. On parle de non-corrélation des erreurs lorsque $nR^2 < \chi^2(p)$ ou bien si la probabilité lue est supérieure à 5%.

Nous observons que la probabilité de l'équation de croissance est de **(0,0075)** le test est inférieur à 5% (seuil critique) et la probabilité de l'équation de l'inflation est de **(0,1079)** le test est supérieur à 5% (seuil critique). Alors les résultats obtenus sous Eviews montrent que les erreurs sont corrélées pour l'équation de la croissance alors qu'elles ne le sont pas auto-corrélées pour l'inflation.

- **Le test d'homocédasticité des erreurs**

Cette hypothèse est l'une des hypothèses essentielles. Les résidus sont dits hétéroscédastiques s'ils n'ont pas la même variance (homocédasticité des erreurs), pour vérifier si les résidus sont hétéroscédastiques ou homocédastiques on peut utiliser le test de Breusch-Pagan-Godfrey ; Test : Harvey. Ce test permet de savoir s'il y a homocédasticité des résidus ou pas.

La décision du test est basée sur la statistique de Fischer du modèle estimé du test.

- H_0 : homocédasticité
- H_1 : hétéroscédastiques
- Si la probabilité affichée est supérieure à 5%, on accepte H_0
- Si la probabilité affichée est inférieure à 5%, H_1 est accepté au profit de H_0

Dans le cadre de notre recherche, la probabilité affichée est supérieure à 0,05, que ce soit au niveau de l'inflation **(0,1821)** que de celui de la croissance **(0,6991)**. Alors H_0 est accepté.

Test sur les résidus

➤ **Le test de normalité de Jarque Bera**

Pour calculer les intervalles de confiance prévisionnels et aussi pour effectuer les tests de khi-deux sur les paramètres, il convient de vérifier la normalité des erreurs. Le test de « Jarque Bera » (1984), fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique »

L'hypothèse de normalité des résidus est acceptée lorsque l'une ou l'autre des deux conditions suivantes est vérifiée :

- Hypothèse nulle : Si la valeur estimée de la statistique de Jarque - Bera est inférieure à celle lue dans la table de Khi-deux au seuil de 5% à deux degrés de liberté (5,99).
- Hypothèse alternative : Si la probabilité de la statistique Jarque-Bera, fournie par Eviews, est supérieure au seuil de 5% (0.05).

Dans la présente recherche, pour l'inflation, la statistique de Jarque-Bera est inférieure à celle lue dans la table de **Khi-deux (4,2736<5.99)**. De plus la probabilité de Jarque-Bera est supérieure au seuil, **(0,13>0.05)**. Quant à l'équation de la croissance, la statistique de Jarque- Bera est inférieure à celle tabulée **(4,5208<5.99)** et sa probabilité associée est supérieure au seuil **(0,09 >0.05)**.

Les probabilités associées à la statistique de **Jarque-Bera** sont tous supérieures à 5% (seuil critique) alors nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle, donc nos résidus sont normalement distribués.

L'hypothèse de normalité des résidus est donc vérifiée. Nous pouvons donc conclure que les résidus de l'estimation du modèle de long terme sont stationnaires. La normalité de leur distribution est confirmée.

➤ **Test de stabilité du modèle**

Pour étudier les stabilités du modèle, les tests de CUSUM et CUSUM CARRE seront exécutés pour l'évaluation de la stabilité du modèle durant la période d'étude. Les résultats montrent que les modèles sont globalement stables et n'ont pas souffert de rupture structurelle.

4.2. Interprétation économique des résultats, validation des hypothèses

Dans cette section, il sera procédé d'une part, à l'interprétation économique des résultats, d'autre part, à la validation des hypothèses et enfin aux recommandations pour terminer.

4.2.1. Interprétation économique des résultats

Les estimations économiques effectuées à partir du modèle ARDL (modèle autorégressif à retards échelonnés) ont permis d'aboutir aux résultats ci-après :

Le coefficient de détermination R^2 -ajusté montre que les équations d'ARDL (modèle autorégressif à retards échelonnés) expliquent 52,07% des variations des prix et 90,55% de la croissance du PIB.

4.2.2. Interprétation des résultats de l'inflation

En ce qui concerne l'inflation, l'impact des variations des taux d'intérêt du marché monétaire a été négatif et a montré des signes d'anticipation. L'augmentation des taux d'intérêt du marché monétaire a entraîné une baisse significative du taux d'inflation au Mali. En revanche, le taux de prise en pension est contraire aux attentes et a peu d'impact. En fait, à long terme, une augmentation des taux d'intérêt du marché monétaire peut entraîner une augmentation significative de l'inflation NUBUPKO (2002). La réponse de l'inflation aux variations du taux directeur du Mali (taux du marché monétaire de -0,678472) est beaucoup plus faible que la hausse à 0,33 constatée par KAHN et KNIGHT (1991, p. 55). Comme il ressort des estimations, l'inflation importée est un déterminant important de l'inflation au Mali.

Ce résultat suggère que "l'évolution de l'inflation au Mali reflète étroitement l'évolution de l'inflation en France". De plus, le PIB a une forte influence sur l'équation de l'IPC, ce qui est cohérent avec les théories monétaristes couramment proposées pour expliquer les causes de l'inflation au Sahel. Les pénuries de céréales dans la région du Sahel, par exemple, sont souvent citées comme l'un des principaux facteurs de la

hausse des prix. En effet, rappelons qu'au niveau théorique, les déterminants non monétaires de l'inflation sont : l'inflation des coûts, l'inflation de la demande, l'inflation importée. Outre l'inflation des coûts, qui n'apparaît pas explicitement dans les équations utilisées dans le cadre de l'étude, il convient de noter que la demande et la possibilité d'inflation sont prises en compte. Importation (IPM). En outre, une baisse de la production agricole (chocs d'offre) peut également avoir un impact inflationniste sur l'économie.

4.2.3. Interprétation des résultats de la croissance

Les estimations de l'équation de croissance montrent que la décision de politique de taux d'intérêt de la BCEAO a un impact significatif mais faible sur le rythme de l'activité économique au Mali à court et à long terme. En fait, il existe une corrélation négative significative entre les variations des taux d'intérêt du marché monétaire et le taux de croissance du PIB du Mali à court et à long terme. À long terme, les taux de prise en pension ont peu d'effet sur la croissance économique, notamment en raison de l'impact important des taux à long terme du marché monétaire. La force de l'impact de la politique de taux d'intérêt de la BCEAO sur la croissance (taux du marché monétaire de 0.003924) s'est avérée forte.

Ce résultat est cohérent avec les prédictions théoriques et les observations empiriques de KAHN et KNIGHT (1991, op. cit. p. 55), qui ont trouvé une réponse de la croissance de 0,043 aux variations de la masse monétaire dans les pays en développement. Une estimation révèle que l'indice des prix à la consommation est le principal facteur affectant la croissance économique. Le lien entre les taux directeurs de la BCEAO et l'investissement, à travers les taux primaires débiteurs et les crédits bancaires, souligne l'importance des taux directeurs dans la croissance économique. Notamment, les résultats indiquent que l'investissement joue un rôle minime dans les résultats obtenus. C'est un point crucial à considérer.

Il est important de reconnaître que l'impact des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance semble être étroitement lié. L'exclusion du taux du marché monétaire ou le taux de prise en pension des calculs les rendrait statistiquement non significatifs. Cela implique une relation de complémentarité entre les deux taux d'intérêt directeurs.

5. CONCLUSION

Les débats et les polémiques sur l'interrelation entre les variables de l'économie réelle et les décisions de politique monétaire sont loin d'être terminés. Cela devient de plus en plus évident à mesure que de nouvelles recherches sont menées sur le sujet. Ces recherches révèlent des aspects du problème qui ne sont pas encore appréhendés ou bien compris. L'objectif de ce mémoire était d'analyser les effets de la politique monétaire de la BCEAO sur l'inflation et la croissance économique au Mali. De manière spécifique il s'agissait d'étudier l'incidence de la politique monétaire de la BCEAO sur l'inflation d'une part et d'autre part d'analyser l'influence de la politique monétaire de la BCEAO sur la croissance économique au Mali.

Pour atteindre ces objectifs, nous avons utilisé la méthode ARDL. Il ressort de nos estimations qu'à court terme, le taux de prise en pension a un effet négatif et significatif sur la croissance économique au Mali. Par contre à long terme, elle affecte positivement et significativement la croissance économique.

En outre le taux du marché monétaire influence positivement et significativement sur la croissance économique. Le taux de marché monétaire agit de façon négative et significative sur la croissance économique. Il ressort des estimations de l'équation de l'inflation que le taux de prise en pension et le taux de marché monétaire expliquent l'inflation qu'à long terme. Ainsi, à long terme, le taux de prise en pension affecte positivement et significativement l'inflation. Par contre le taux de marché monétaire n'affecte pas l'inflation.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Afiss(2020)** « incidence de la politique monétaire de la bceao sur l'inflation et la croissance économique au Benin ».
- AKERLOF, DICKENS AND PERRY,(2000)**, « Near-rational wage and price setting and the long run Phillips curve », Brookings Papers on Economic Activity 1, 1–60.
- ADOBY, DIARISSO (1997)** «*Evolution du taux de liquidité dans les pays de l'UEMOA*», Document d'Etude et de Recherche (D.E.R.) N° 97/04, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), Direction de la Recherche et de la Statistique, Juillet 1997.
- AGENOR (1991)** «*Stabilization Policies in Developing Countries with a Parallel Market for Foreign Exchange: A Formal Framework*», in Kahn, Montiel, Haque eds «*Macroeconomic Models for Adjustment in Developing Countries*», IMF, Washington D.C., 1991, PP. 201-233.
- ARYEETEY, SENBET, AND UDRY (1997)** «*Financial Liberalisation and Financial Markets in SubSaharan Africa: a Synthesis*», Journal of African Economies, 6 (1) PP. 1-28.
- Banque de France (1998)** «*La Politique Monétaire à l'Heure du Marché Mondial des Capitaux*», Banque de France, Paris, Février 1998, 290 P.
- BERNANKE, AND BLINDER (1988)** «*Credit, Money and Aggregate Demand*», American Economic Review, May 1988.
- BERNANKE, AND BLINDER (1992)** «*The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*», American Economic Review, September 1992.
- BCEAO (2000)** «*La Politique de Taux d'Intérêt dans l'Union*», Direction du Crédit, Mimeo, Janvier 2000, 13 P.
- Blot, Hubert(2021)**, « Analyse de la contribution de la politique monétaire à la croissance économique »
- BITTENCOURT, SELETENG AND VAN EYDEN (2013)**, « Non-linearities in inflation-growth nexus in the SADC region: A panel smooth transition regression approach », Economic Modelling 30, 149-156
- Bourioune (2018)**, « Impact d'une politique monétaire Expansionniste sur l'inflation en Algérie ».
- Combey et Nubukpo(2010)**, « Effet non linéaires de l'inflation sur la croissance dans l'UEMOA ».
- CHANDAVARKAR (1971)**«*Some Aspects of Interest Rate Policies in Less Developed Economies: The experience of Selected Asian Countries*», IMF Staff Papers, 18, (1), March, PP. 48-112.
- CORTET(1998)** «Structures financières et mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les principaux pays européens», Note interne de la Banque de France, 1998, 14 P.
- COUSSERAN ET PFISTER (1996)** «*Mise en Œuvre et Efficacité de la Politique Monétaire*», Note interne de la Banque de France, 1996, 25 P.
- Diallo (2022)**, « Intégration monétaire et convergence macro-économique de la CEDEAO : Une Analyse en termes de cluster ».
- DIAGNE ET DOUCOURE F. (2000)** «*Les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UEMOA*», Mimeo, CREA et FASEG, Université Cheikh Anta DIOP, Dakar, SENEGAL, Juillet 2000, 33 P.
- DIOP (1998)** «*L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques*», Notes d'Information et Statistiques, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, N°483484, Juillet-Août-Septembre 1998, 19 P.
- DOSSOU (1998)** «*Analyse économétrique de la demande de monnaie au Bénin et au Ghana*», Notes d'Information et Statistiques, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), N° 479, Mars 1998, 20 P.

- Djamila (2019)**, « La maîtrise de l'inflation par la politique monétaire : cas de l'Algérie (2000-2017) ». ARDL (modèle autorégressif à retards échelonnés).
- ESPINOZA, LEON AND PRASAD (2010)**, « *Estimating the Inflation-Growth Nexus-A Smooth Transition Model* », IMF Working Paper, WP/10/76, March.
- Ekobena (2012)**, « Politique Monétaire et Croissance Économique en zone CEMAC : Une approche en donnée de panel ».
- Fall, Sy (2019)**, « La politique monétaire de la BCEAO face au double ancrage : ciblage d'inflation et ciblage du taux de change ».
- FRY (1995)** « *Money, Interest and Banking in Economic Development* », Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1995.
- François (2014)**, « Politique Monétaire stabilité des prix et développement de l'activité Économique en zone CEMAC ».
- GOLDSTEIN, AND KAHN (1976)** « *Large versus Small Prices Changes and the Demand for Imports* », IMF Staff Papers, vol.23, 1976, PP. 200-225.
- GALBIS (1982)** « *Analytical aspects of Interest Rate Policies in Less Developed Countries* », Savings and Development, 6 (2), 1982, PP. 111-165.
- GERLACH AND SMETS (1995)** « *The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G7 Countries* », B.I.S. Working Paper, N° 26, April 1995.
- GILLMAN, AND KEJAK, (2005)**, « *Contrasting models of the effect of inflation on growth* », Journal of Economic Surveys 19 (1), 113–136.
- Katuala (2020)**, « Politique monétaire, stabilité monétaire et croissance économique en RDC »
- Kahn, Knight (1991)** « *Stabilization Programs in Developing Countries: A Formal Framework* », in Kahn Montiel, Haque. eds « *Macroeconomic Models for Adjustment in Developing Countries* », IMF, Washington D.C., 1991, PP. 38-85.
- Kuindja et Bitu(2021)**, « Qualité des Institutions accès au crédit bancaire et croissance économique en Afrique sub-saharienne ».
- KAHN, AND KNIGHT (1991)** « *Stabilization Programs in Developing Countries: A Formal Framework* », in KAHN M., MONTIEL P., HAQUE N. eds « *Macroeconomic Models for Adjustment in Developing Countries* », IMF, Washington D.C., 1991, PP. 38-85.
- KASHYAP, AND STEIN (1993)** « *Monetary Policy and Bank Lending* », N.B.E.R. Working Paper, N° 4317, April 1993.
- KRAHNEN AND SCHMIDT (1994)** « *Development Finance as Institution Building: a New Approach to poverty Oriented Banking* », Westview Press, ILO, Geneva, 1994.
- LEITE (1982)** « *Interest Rate Policies in West Africa* », IMF Staff Papers, 29 (1), March, PP. 48-76.
- LOGOSSAH (1994)** « *Capital humain et croissance économique : une revue de la littérature* », Economie et Prévision, 5 (116), 1994, PP. 17-34.
- LOPEZ-VILLAVICENCIO, AND MIGNON (2011)**, « *On the impact of inflation on output growth: Does the level of inflation matter?* », Journal of Macroeconomics 33 (3), 455–464.
- Moulaye, Théra et Camara(2022)**, « La performance Financière des critères de convergence en zone UEMOA ».
- McKinnon (1973)** « *Money and Capital in Economic Development* », Washington, D.C., Brookings Institution, 1973.
- Mohammed, 2016** : Politiques monétaires et croissance économique dans les pays du Maghreb.

- MISHKIN (1996)** «*Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire*», Bulletin de la Banque de France, N°27, Mars 1996, PP. 91-105.
- MOJON (1998)** «*Structures financières et Transmission de la Politique Monétaire, Application à l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni*», Document de Travail du C.E.P.I.I., N° 98-12, 1998, 65 P.
- Moto, & Motukula (2022)** «*Impact des politiques Budgétaire et Monétaire sur la croissance Économique en RDC de 1960 A 2020*, Revue Française d'Économie et de Gestion «Volume 3 : Numéro 6 » pp : 711 – 734.
- N'diaye et Konté (2013)**, «*Incertitude de l'inflation et croissance économique : le cas de L'UEMOA* »
- Nyanda (2021)**, «*Déterminant et effets économiques de l'installation dans la CEMAC* ».
- NUBUKPO (2002)** «*l'impact de la variation des taux d'interet directeurs de la bceao sur l'inflation et la croissance dans L'UMOA* » Note d'information et Statistiques, N° 526 Juin 2002
- SAMBA (1998, a)** «*Modèle Intégré de Projection Macro-Econométrique et de Simulation pour les Etats Membres de l'UEMOA («PROMES») : cadre théorique*», Document d'Etude et de Recherche (D.E.R.) N° 98/05, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), Direction de la Recherche et de la Statistique, Août 1998.
- SAMBA (1998, b)** «*Modèle Intégré de Projection Macro-Econométrique et de Simulation pour les Etats Membres de l'UEMOA («PROMES») : estimation et application à la Côte d'Ivoire*», Document d'Etude et de Recherche (D.E.R.) N° 98/06, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), Direction de la Recherche et de la Statistique, Août 1998.
- SIDRAUSKI (1967)**, «*Inflation and Economic Growth* », Journal of Political Economy, Vol. 75, No. 6 (Dec., 1967), pp. 796-810.
- STOCKMAN (1981)**, «*Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in-advance economy* », Journal of Monetary Economics, vol. 8(3), pp. 387-93.
- SHAW (1973)** «*Financial Deepening in Economic Development*», New York, Oxford University Press, 1973.
- Tankak et Eze,(2022)**, «*Cible d'inflation et inefficacité du politique de lutte contre le chômage dans les pays de la CEMAC* ».
- TAYLOR (1983)** «*Structuralist Macroeconomics: Applicable Models for Third World*», New York, Basic Books, 1983.
- TEMPLE (2000)**, «*Inflation and Growth: stories short and tall* », Journal of Economic Surveys, Vol. 14, No. 4.
- TOBIN (1965)**, «*Money and Economic Growth* », Econometrica, 33 (4), pp. 671-84, October
- Toe (2010)**, «*Modèles de prévision de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA* »
- VAN WIJNBERGEN (1983)** «*Interest Rate Management in LDCs*», Journal of Monetary Economics, 12 (3), September, PP. 433-452.
- VAONA (2012)**, «*Inflation and Growth in the Long Run: A new Keynesian theory and further semiparametric evidence* », Macroeconomic Dynamic, Vol. 16, pp. 94-132.