

Déterminants de la vitesse d'ajustement des taux d'intérêt débiteurs des banques commerciales au BURKINA FASO

Mahazou KINDO,

Doctorant-Chercheur. Centre d'études, de documentation et de recherche économiques et sociales/Université Thomas SANKARA, BURKINA FASO

mahazkindo@outlook.fr

RESUME

Objectif : cet article analyse les principaux déterminants de la vitesse d'ajustement des taux d'intérêt débiteurs des banques commerciales au Burkina Faso.

Méthodologie : une méthode économétrique basée sur la technique de cointégration et l'estimation d'un modèle « Autoregressive Distributed Lag » (ARDL) à correction d'erreur a été adoptée. L'échantillon comprend 73 observations (de septembre 2010 à septembre 2016).

Résultats : Les résultats montrent que d'une part, la vitesse d'ajustement des taux débiteurs (32,63%) est lente au Burkina et d'autre part, le taux d'injection de liquidité par appel d'offre et l'inflation sont les principaux déterminants de cette vitesse d'ajustement des taux débiteurs alors qu'à court terme ce sont les coûts d'exploitation et la volatilité des taux.

Originalité / pertinence : L'intérêt de cette recherche réside dans le fait qu'une bonne compréhension des mécanismes de transmission des taux d'intérêt implique une plus grande efficacité de la politique monétaire au secteur réel. De plus, le cas spécifique du Burkina Faso est étudié avec une méthodologie économétrique mieux adaptée. Ce qui a permis de recommander la création d'un environnement règlementaire propice, capable de stimuler les taux débiteurs des banques commerciales à la baisse afin de faciliter l'accès aux crédits.

Mots clés : Taux d'intérêt, Vitesse d'ajustement, Politique monétaire, Modèle ARDL

Determinants of adjustment speed of commercial banks' lending rates in BURKINA FASO

Mahazou KINDO,

Doctorant-Chercheur. Centre d'études, de documentation et de recherche économiques et sociales/Université Thomas SANKARA, BURKINA FASO

mahazkindo@outlook.fr

ABSTRACT

Objective: This paper analyzes the main determinants of the speed of adjustment of commercial banks' lending rates in Burkina Faso.

Methodology: An econometric method based on the cointegration technique and the estimation of an error-correction Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model was adopted. The sample consists of 73 observations (from September 2010 to September 2016).

Results: The results show that, on the one hand, the speed of adjustment of lending rates (32.63%) is slow in Burkina and, on the other hand, the rate of injection of liquidity through tenders and inflation are the main determinants of this speed of adjustment of lending rates, while in the short term it is the operating costs and the volatility of rates.

Originality/relevance: The interest of this research lies in the fact that a good understanding of the mechanisms of interest rate transmission implies a greater effectiveness of monetary policy in the real sector. Moreover, the specific case of Burkina Faso is studied with a better adapted econometric methodology. This has allowed us to recommend the creation of a favorable regulatory environment, capable of stimulating commercial banks' lending rates downwards in order to facilitate access to credit.

Keywords: Interest rate, Adjustment speed, Monetary policy, ARDL model

INTRODUCTION

La libéralisation financière survenue au cours des années 80 a conduit au rétablissement des taux d'intérêt comme variable d'arbitrage ou d'équilibre entre d'une part, consommation, épargne et investissement et d'autre part, les marchés de capitaux. Ce qui devrait permettre une flexibilité des taux d'intérêt, c'est-à-dire une libéralisation des conditions de banques.

Dans la zone UEMOA²⁵, la politique monétaire a connu d'importants changements dans le dispositif des instruments monétaires et des structures mis en œuvre pour son application. Depuis la réforme de 1989 et de son renforcement intervenu en 1993, la politique monétaire de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) s'appuie sur l'utilisation active des taux directeurs, avec le soutien du système de réserves obligatoires. Ainsi, le recours privilégié aux mécanismes de marché, confère aux taux directeurs, une place prépondérante en tant qu'instrument de régulation. A leurs fonctions traditionnelles de loyer de l'argent et d'indicateur du niveau de rémunération de l'épargne, s'ajoute celle de signal envoyé aux opérateurs économiques, concernant les orientations données à la politique monétaire.

L'accessibilité-prix des services financiers dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) est mesurée d'une part, par le taux d'intérêt nominal pratiqué par les banques sur les dépôts de la clientèle, et, d'autre part, par le taux d'intérêt nominal des crédits octroyés par les banques. L'intensité de la transmission de la politique monétaire dépend, dans une large mesure, de la vitesse et de l'ampleur avec laquelle les taux directeurs de la BCEAO²⁶ sont répercutés sur les taux débiteurs et créditeurs appliqués aux agents non financiers.

Les études sur le sujet concluent à la persistance d'hétérogénéité dans la qualité de la transmission (Mojon, 2000 ; Sander et Kleimeier, 2004 ; Jeudy, 2008). Il est probable que ces écarts soient dus aux caractéristiques propres à chaque pays. Par ailleurs, Cadoret et al. (2006) identifient l'état de la concurrence et de la santé du système bancaire, le développement des marchés financiers ou, plus généralement, les différences entre les économies comme facteurs explicatifs de ces disparités observées. Quant à Cottarelli et Kourelis (1994), ils ont été les premiers à avoir mesuré et comparé le degré du *pass-through* dans un panel composé de pays développés et en développement. Ils ont trouvé que les taux bancaires étaient rigides.

Une source potentielle d'asymétrie dans la transmission des taux entre les différents pays de la zone UEMOA revêtirait une importance particulière dans la mesure où les taux bancaires constituent un déterminant clé du coût du capital et de la rémunération de l'épargne. L'observation du paysage bancaire de l'UEMOA fait ressortir une évolution profonde du réseau des établissements de crédit, ainsi qu'une expansion du niveau d'activité. Le marché interbancaire s'est progressivement modifié depuis 2007. Le nombre d'établissements bancaires s'est accru en passant de 87 à 105 puis à 145 établissements agréés²⁷ respectivement en 2007, 2014 et 2018, soit une hausse de 20% en sept (7) années et une hausse de 41% en quatre (04) années²⁸.

A l'instar des pays de l'UEMOA, au Burkina Faso, l'intermédiation constitue la principale modalité de financement de l'économie de telle sorte que les taux d'intérêt, en particulier ceux du crédit à

²⁵ Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) composée de huit pays dont : le Benin, le Burkina, la Cote d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo

²⁶ La BCEAO s'est dotée en 2016 d'une stratégie régionale d'inclusion financière, avec pour objectif global « *Améliorer, de manière pertinente, l'accès et l'utilisation, par les populations de l'UEMOA, d'une gamme diversifiée de produits et de services financiers adaptés à coûts abordables à 75% de la population adulte de l'UEMOA* » sur un horizon de cinq (05) ans

²⁷ Dont 127 banques et 18 établissements financiers à caractère bancaire

²⁸ Annuaire des banques et des établissements financiers de l'UEMOA 2007, 2014 et 2018

l'investissement, reste une variable économique importante. L'analyse de l'évolution des taux d'intérêt débiteurs moyens au Burkina Faso indique un coût élevé du crédit. Sur la période 2010 à 2016, pour un taux d'intérêt débiteur moyen UEMOA de 7,67%, les banques burkinabè offraient un taux d'intérêt débiteur moyen de 8,68% à leurs clients contre un taux débiteur moyen de 6,20% au Sénégal. Pourtant, une observation de la situation des banques conduit à la conclusion selon laquelle les banques burkinabè seraient offreuses nettes de monnaie sur le marché monétaire (au regard de leur liquidité) tandis que les banques sénégalaises seraient demandeuses ou offreuses selon la conjoncture. Pourtant, dans la théorie économique, il est admis que l'intégration monétaire et financière favorise la convergence des taux d'intérêt entre les pays membres, améliore l'efficacité du système financier et contribue à la réduction du coût de financement. L'existence d'écart entre les taux pratiqués par les banques ne semble pas confirmer cette théorie et peut avoir des conséquences considérables pour l'économie, en affectant l'incitation des agents économiques. Par ailleurs, si la banque centrale change ses taux directeurs, le coût du crédit varie selon le sens de la fluctuation pour les banques de second rang. De ce fait, les taux d'intérêt créditeur et débiteur des banques commerciales devraient s'ajuster.

Le constat est que les taux d'intérêt débiteurs bancaires sont rigides à la baisse en réaction à une réduction des taux directeurs car il est probable qu'une baisse du taux débiteur affecte de manière négative la marge bénéficiaire des banques. Il n'y a souvent quasiment pas d'ajustement, d'où l'intérêt de savoir les causes de ce retard (viscosité) d'ajustement. La fixation des taux d'intérêt reflète donc un comportement collusoire. Dès lors, la question centrale de recherche qui se dégage de cet article est la suivante: quels sont les principaux facteurs à l'origine de la vitesse d'ajustement des taux d'intérêt débiteurs des banques commerciales au Burkina ? Les questions sous-jacentes sont : quelle est la vitesse d'ajustement des taux débiteurs au Burkina Faso? Quels en sont les principaux déterminants?

L'objectif général de la présente recherche est d'analyser les principaux déterminants de la vitesse d'ajustement des taux débiteurs bancaires au Burkina Faso. Pour ce faire, la suite de cet article est organisée de la façon suivante. Dans la première section, une revue de littérature théorique et empirique est présentée, avant d'aborder, dans la seconde section, la méthodologie. La troisième section fait l'objet de la présentation et discussion des résultats avant la conclusion.

1. REVUE DE LITTÉRATURE

Cette section présente les fondements théoriques ainsi que les travaux empiriques sur les déterminants de la vitesse d'ajustement des taux d'intérêt afin de justifier la méthodologie à adopter.

1.1. Revue théorique

Les développements théoriques récents ont conduit au développement d'une approche de la fixation des taux d'intérêt des banques à savoir la théorie du coût de financement « *costfund* ». Cet article s'inscrit donc dans ce cadre théorique. Cette théorie suppose une économie dans laquelle il y a de grandes concentrations de pouvoir de marché et dans laquelle les entreprises oligopolistiques fixent les prix (Rousseas, 1985). Dans la même logique et dans le secteur, le taux d'intérêt peut être considéré comme le prix des biens financiers. Le taux d'intérêt est donc considéré comme le prix du prêt et est déterminé par un *mark-up* sur le « coût des fonds ». C'est donc une théorie de majoration des prêts bancaires. Selon Rousseas (1985), les changements des taux d'intérêt sont dépendants de l'évolution des coûts supportés par les banques, à savoir le taux du repo (le taux d'intérêt nominal de court terme).

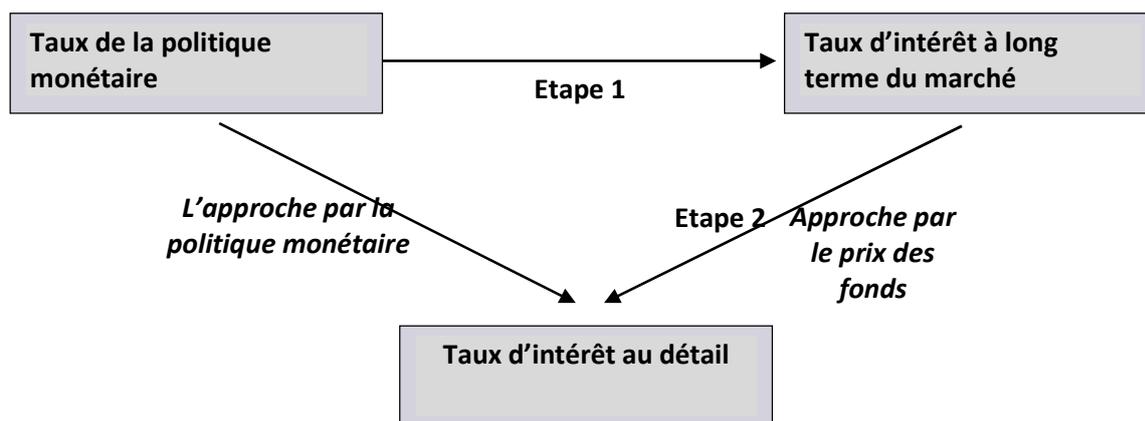
Cette approche est importante car l'effet du coût des fonds sur les institutions financières est significatif et constitue la principale variable de fixation des taux d'intérêt, puisque c'est l'écart entre

le coût des fonds et les intérêts qui constituent la facturation des banques. En général, ces dernières comptent sur les dépôts de leurs clients pour obtenir les fonds moins chers. D'après De Bondt (2002), c'est cette approche qui est la mieux indiquée pour expliquer la transmission des taux du marché au détail.

Les taux du marché monétaire reflètent donc les coûts d'opportunité des fonds (coûts marginaux) parce que c'est à partir de ces coûts que les banques peuvent emprunter à court terme. Ils représentent également le coût d'opportunité des dépôts pour les ménages et les entreprises, compte tenu de la possibilité d'investir sur les marchés monétaires ou dans des titres publics à court terme. Ainsi, la tarification des produits de détail des banques prend en compte une prime à l'échéance et une prime de transformation des risques liés à leurs activités.

Ainsi, ce processus d'ajustement des taux d'intérêt lié à la transmission de la politique monétaire de la Banque Centrale au secteur réel peut être décomposé en deux étapes (De Bondt, 2005 ; Sander et Kleimeier, 2004). D'une part, on a les taux d'intérêt directeurs qui se répercutent sur les taux du marché à court et long terme et dans un deuxième temps, du marché monétaire au taux de détails. La première étape du processus est largement influencée par la stabilité des courbes de rendement et est considérée comme l'ajustement à court terme. Pour que les objectifs de politiques monétaires soient atteints, le processus de transmission de ces taux de court terme doit se répercuter complètement et rapidement sur les autres taux notamment ceux des banques commerciales dans une économie qui, par divers canaux, influe sur la production et l'inflation: c'est la deuxième étape de la transmission (De Graeve et al., 2007). Selon De Bondt (2005), les banques commerciales fixent leur tarification au coût marginal plus un facteur proportionnel au coût de financement. Ce qui signifie que les taux directeurs influent sur les taux de prêts dans la mesure où ils influent sur les coûts de financement des banques. En situation de concurrence pure et parfaite, ce deuxième processus entraîne une égalité entre les prix et les coûts marginaux. La dérivée du prix par rapport au coût marginal est égale donc à un. Cependant, cette dérivée est inférieure à un lorsqu'on est en présence d'un marché imparfait. La figure 1 ci-après présente ce processus de transmission des taux directeurs aux taux de détails.

Figure 3: Les approches de la transmission des différents taux d'intérêt



Source : Egert et MacDonald (2009)

L'application de cette idée à la fixation des prix des banques aboutit à l'équation suivante du modèle de tarification au coût marginal (Rousseas, 1985 ; De Bondt, 2005) :

$$b_i = \alpha_0 + \alpha_1 m_i$$

Où α_0 est une majoration constante, b_i est le taux fixé par les banques commerciales (taux d'intérêt débiteur) supposé endogène, m_i représente le coût marginal de refinancement qui est

l'approximation des taux directeurs de la banque centrale. Ces derniers peuvent être représentés par les taux du marché qui sont considérés comme les plus appropriés car ils représentent au mieux les prix des coûts marginaux de financement des banques.

Selon Rousseas (1985), le coefficient α_1 dépend de l'élasticité de la demande des dépôts et des crédits par rapport au taux d'intérêt de détails. Si la demande des dépôts et des crédits n'est pas entièrement élastique, le paramètre α_1 devra être inférieur à un. Dans ce cas, il s'agit d'une situation moins concurrentielle ou oligopolistique et donc une répercussion tardive et incomplète. Par exemple, des coûts d'information asymétriques peuvent survenir lorsqu'il y a sélection adverse et aléa moral en ce qui concerne la fixation des taux débiteurs par les banques (Stiglitz et Weiss, 1981). Par contre, dans un environnement concurrentiel, la transmission est rapide et complète. Dans ce cas, α_1 est égale à un, conformément au canal traditionnel de transmission de la politique monétaire qui stipule que les taux directeurs ont un effet de un pour un sur les taux d'intérêt. Cependant, les travaux empiriques ayant examiné la transmission des taux directeurs sur les taux de détails ont généralement abouti à une transmission partielle. En réalité, un ajustement complet du taux d'intérêt peut ne pas être observé pour plusieurs raisons telles que : les coûts d'étiquetages, les coûts élevés de changement de fournisseur, la préférence de stabilité des clients, la concurrence imparfaite et l'asymétrie d'information.

Par contre, pour De Bondt (2005), si $\alpha_1 > 1$, les banques ne sont pas considérées comme rationnant leur offre de crédit, mais plutôt comme augmentant les taux débiteurs pour compenser les risques plus élevés. L'élasticité de la demande de prêts dépend, entre autres facteurs, de l'accès des emprunteurs à d'autres sources de financement (émission de titre). Hannan et Berger (1991) expliquent qu'en présence de coûts d'ajustement fixes, les taux de détails ne s'ajusteront aux variations du taux de marché que si ces processus d'ajustement sont inférieurs au coût de maintien d'un taux bancaire hors équilibre. Par conséquent, une plus grande élasticité de la demande des dépôts et des prêts implique des coûts plus élevés pour maintenir les taux de détails hors équilibre (Zulhibri, 2012).

1.2. Revue empirique

A la lumière des facteurs susceptibles d'influencer les taux d'intérêt et leurs ajustements, plusieurs travaux ont été effectués. Et en général, il ressort que ces facteurs peuvent être regroupés en deux catégories que sont : la structure du système bancaire et financier et les conditions macroéconomiques.

Pour étudier la dynamique de transmission des décisions de politique monétaire aux taux d'intérêt de détails au Maroc, Bennouna (2011) a estimé un modèle à correction d'erreur en panel avec des données d'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs. Ses résultats ont montré que la transmission à long terme du taux d'intérêt interbancaire aux taux débiteurs est incomplète et diffère selon l'objet économique et le secteur institutionnel. Il a également trouvé que la structure financière des banques n'affecte pas la transmission à long terme du taux d'intérêt interbancaire aux taux débiteurs. Par contre, elle impacte les délais d'ajustement. Dans le même ordre d'idée, Perera et Wickramanayake (2016) ont analysé les déterminants de la répercussion des taux d'intérêt des banques commerciales sur les particuliers à travers un modèle de données de panel pour 122 pays de 1996-2010. Ils ont trouvé que l'ajustement des taux d'intérêt de détails est lié à un certain nombre de facteurs macro-financiers et bancaires ainsi qu'institutionnel et de gouvernance (le niveau de développement des marchés financiers, le pouvoir de marché du secteur bancaire, la transparence de la banque centrale etc.)

Dans l'optique de mettre au jour les déterminants structurels de la transmission des taux d'intérêt, Gigineishvili (2011) a utilisé un large éventail de variables macroéconomiques et de variables relatives à la structure des marchés financiers sur une couverture transversale de 70 pays de toutes

les régions, y compris les pays à faible revenu, émergents et développés. A l'aide d'un modèle à correction d'erreur et un modèle d'établissement du taux de marge, il a montré que le PIB par habitant et l'inflation ont des effets positifs sur la transmission, tandis que la volatilité des marchés a un effet négatif. En outre, parmi les variables des marchés financiers : la flexibilité des taux de change, la qualité du crédit, les frais généraux et la concurrence bancaire se sont révélés comme étant des facteurs qui renforcent la transmission, tandis que l'excès de liquidité bancaire l'entrave.

Au niveau Européen, Sorensen et Werner (2006) ont examiné la répercussion des taux d'intérêt du marché sur les différents taux d'intérêt bancaires dans une perspective transnationale de la zone euro à l'aide d'un modèle de correction d'erreurs de panel (méthodes de régression dynamique sans rapport apparent). Les résultats auxquels ils ont obtenu indiquent que les banques ayant un excès de liquidité, une forte capitalisation, une rigidité des coûts de financement (mesurée par le ratio des dépôts sur le total passif) et une forte exposition au risque du taux d'intérêt (approximée par l'asymétrie entre l'échéance) ajustent faiblement les taux débiteurs suite à une décision de politique monétaire. Le degré différent de concurrence dans le secteur bancaire des pays de la zone euro est le facteur le plus robuste et probablement le plus plausible identifié.

Mojon (2002) a analysé les différences de structure financière entre les pays de la zone euro et leurs implications pour le canal des taux d'intérêt du mécanisme de transmission monétaire, à travers une analyse de données de panel. Il a découvert que les "asymétries nationales" actuelles dans la réaction des taux directeurs à la politique monétaire devraient diminuer avec le temps grâce à la mise en œuvre de la politique monétaire unique, à l'intégration du marché monétaire et à la croissance des marchés des titres de créance. Également, il a trouvé que la concurrence entre les banques réduirait l'asymétrie des cycles des taux.

Toujours dans cette même zone, De Bondt (2005) a examiné empiriquement la transmission des taux d'intérêt à l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs. Il a abouti aux résultats selon lesquels la transmission des taux d'intérêt officiels aux taux d'intérêt du marché est incomplète pour les taux d'intérêt du marché monétaire jusqu'à trois mois, mais pas pour les taux du marché à plus longue échéance. Ainsi, la répercussion immédiate des variations des taux d'intérêt du marché sur les taux des dépôts et des prêts bancaires est d'au plus 50 %, tandis que la répercussion finale est généralement proche de 100 %, en particulier pour les taux débiteurs. Ce qui veut dire que les variations des taux d'intérêt du marché monétaire influent à leur tour les taux d'intérêt du marché à plus long terme et les taux d'intérêt des banques de détail, mais à des degrés divers. Pour lui, le risque de crédit pourrait expliquer la différence entre la vitesse d'ajustement des dépôts bancaires et les taux débiteurs.

En Afrique, Folawewol et Tennant (2008) ont étudié les déterminants de l'écart de taux d'intérêt dans 33 pays d'Afrique subsaharienne en se concentrant sur des variables macroéconomiques. Les résultats de leurs travaux montrent que l'écart des taux d'intérêt est influencé par l'ampleur de l'effet d'éviction des emprunts publics, les déficits du secteur public, le taux de décompte, l'inflation, le niveau de la masse monétaire, les réserves obligatoires, le niveau du développement économique et la taille de la population.

Quant à Rutayisire (2017), il a étudié la relation entre les taux d'intérêt contrôlés par la politique monétaire (taux des pensions et des bons du Trésor) et les taux d'intérêt bancaires (taux interbancaires, des dépôts et des prêts) au Rwanda dans l'optique d'identifier la taille et la rapidité de la transmission des taux d'intérêt à court et long termes et de déterminer si ce processus est symétrique ou asymétrique. A l'aide d'un modèle ARDL, il a abouti aux résultats selon lesquels la répercussion à long terme et à court terme des taux directeurs sur les taux des dépôts et des prêts est faible et lente. En ce qui concerne le processus d'ajustement des taux bancaires, son étude a montré que selon le taux directeur, les taux interbancaires, les taux créditeurs et les taux débiteurs réagissent différemment à la suite d'un choc négatif et d'un choc positif des taux directeurs.

Dans l'UEMOA, plusieurs études ont mis en exergue la répercussion des taux directeurs sur les taux de détails ainsi que les déterminants de cette dernière. Afin d'analyser les taux d'intérêt débiteurs appliqués par les banques dans les pays membres de l'Union Economique et monétaire Ouest Africaine (UEMOA), Bationo (2013) a utilisé des données statistiques collectées dans le cadre des enquêtes de conjoncture de la BCEAO. Il est ressorti de son analyse qu'au niveau de l'Union, le faible niveau de concurrence dans le secteur bancaire, le faible niveau de bancarisation, le coût des ressources, l'aversion au risque ainsi que la politique monétaire constituent les principaux facteurs explicatifs des évolutions des taux débiteurs des banques.

En utilisant des données empilées de taux d'intérêt, couvrant la période allant de juin 1996 à octobre 1997, et en s'appuyant sur un mécanisme de correction d'erreur, Diop (1998) a étudié l'impact des variations des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des établissements de crédit des pays membres. Il a trouvé qu'à court terme, le taux d'intérêt du marché monétaire exerce une influence significative sur les taux débiteurs des banques alors qu'à long terme, c'est le taux des prises en pension de la Banque Centrale qui influe sur l'évolution des conditions débitrices des établissements de crédit.

Sodokin et Gammadigbe (2013) ont examiné dans une perspective empirique la transmission des évolutions des taux directeurs et interbancaires aux taux débiteurs des banques commerciales de l'UEMOA sur la période de janvier 2005 à avril 2011. A partir d'un modèle à retards échelonnés, ils ont évalué d'une part la dynamique et la symétrie relative de l'ajustement des taux débiteurs aux conditions de refinancement par un modèle VAR et d'autre part, la dynamique de la transmission des taux directeurs et interbancaires à la marge d'intermédiation des différentes places bancaires de l'Union par la méthode des moindres carrés généralisés. Les résultats ont révélé une hétérogénéité des réponses des différentes places bancaires aux chocs sur les taux directeurs et une faible sensibilité des taux débiteurs et de la marge d'intermédiation aux conditions de refinancement de la BCEAO.

Particulièrement au Burkina Faso, Sombié et al. (2018) se sont intéressés aux facteurs explicatifs de la dynamique de court et de long terme des taux d'intérêt débiteurs au Burkina Faso. De ce fait, ils adoptent un modèle économétrique linéaire. Pour ce faire, ils ont utilisé des données en série longitudinale de fréquence annuelle provenant des bases du FMI, de la BCEAO et de la Banque Mondiale sur la période allant de 1980–2010. Les résultats montrent qu'à court terme, le coût des ressources de trésorerie et davantage les impulsions de la politique monétaire sont de loin les déterminants les plus importants. Par contre, à long terme, c'est la concurrence entre les banques qui influence de manière décisive la dynamique du taux débiteur que le coût des ressources des banques.

L'ajustement des taux d'intérêt débiteurs est tributaire d'un ensemble de facteurs mais la littérature dans ce domaine est peu abondante dans les pays de l'UEMOA surtout au Burkina Faso. De plus, la plupart des modèles utilisés dans le cadre de ces travaux sont limités car ils supposent le respect de nombreuses contraintes théoriques que pratiques.

2. METHODOLOGIE

Cette section expose le cadre méthodologique qui comprend la spécification empirique, la méthode d'estimation et la présentation des données.

2.1. Spécification du modèle empirique ARDL à correction d'erreur

Etant des prix, théoriquement et en général, les taux d'intérêts sont potentiellement non stationnaires. Il faut donc en tenir compte. C'est pourquoi, il est utile d'analyser cette relation à l'aide d'un cadre à correction d'erreurs. Cela permet de déceler les mouvements de court et de long terme

vers l'équilibre. En effet, lorsque les séries sont non stationnaires et les relations de long terme avérées, la méthode des moindres carrés ordinaires est inadaptée. Partant, la modélisation ARDL avec les décalages est appropriée car elle permet de corriger les problèmes potentiels de multicollinéarité et d'endogenité des séries. La spécification ARDL qui sert de base au test de cointégration peut prendre la forme d'un modèle à correction d'erreur lorsqu'on étudie la dynamique entre deux séries (Pesaran et al., 1999). Elle se présente comme suit :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_t + \sum_{i=1}^p a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j \Delta X_{t-j} + \theta u_{t-1} + e_t$$

Où « θ » est le terme de correction d'erreur, coefficient d'ajustement ou force de rappel. Après l'estimation, l'on va conclure à l'existence d'un mécanisme de correction entre Y_t et X_t si et seulement si $0 < |\hat{\theta}| < 1$.

Dans l'optique de saisir la vitesse d'ajustement ainsi que les effets de court et long terme des variables explicatives sur les taux débiteurs, la représentation ARDL de la fonction précédente devient :

$$\begin{aligned} \Delta(\log TDEB_t) &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta(\log TDEB_{t-i}) + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} \Delta(\log TPM_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} \Delta(\log TIAO_{t-i}) + \sum_{i=0}^q \alpha_{4i} \Delta(\log TI_{t-i}) + \sum_{i=0}^q \alpha_{5i} \Delta(\log TCRED_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=0}^q \alpha_{6i} \Delta(\log CCR_{t-i}) + \sum_{i=0}^q \alpha_{7i} \Delta(\log VOL_{t-i}) + \sum_{i=0}^q \alpha_{8i} \Delta(\log RC_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=0}^q \alpha_{9i} \Delta(\log CE_{t-i}) + \sum_{i=0}^q \alpha_{10} \Delta(\log IPC_{t-i}) + \beta_1 \log TDEB_{t-1} \\ &+ \beta_2 \log TPM_{t-1} + \beta_3 \log TIAO_{t-1} + \beta_4 \log TI_{t-1} + \beta_5 \log TCRED_{t-1} \\ &+ \beta_6 \log CCR_{t-1} + \beta_7 \log VOL_{t-1} + \beta_8 \log RC_{t-1} \\ &+ \beta_9 \log CE_{t-1} + \beta_{10} \log IPC_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Où α_0 est la constance du modèle. Les coefficients $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7, \alpha_8, \alpha_9$ et α_{10} représentent la dynamique de court terme et $\beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9$ et β_{10} qualifient l'équilibre de long terme. β_1 est la force de rappel (coefficient de correction d'erreur). Elle doit être inférieure à l'unité, négative et significative. Ce coefficient mesure la vitesse d'ajustement à l'équilibre de long terme de la variable dépendante suite à un changement de la politique monétaire (choc).

La synthèse des variables du modèle est présentée dans le tableau 1 suivant :

Tableau 1 : Récapitulatif des variables du modèle

Variables	Description	Effets attendus
Variable expliquée		
Taux d'intérêt nominal débiteur (TDEB _t)	Taux appliqué au capital emprunté par les agents économiques ou taux accordé par les banques aux NA emprunteurs	
Variables explicatives		
Taux de prêt marginal	Taux de refinancement des banques commerciales auprès	+

de la BCEAO (TPMt)	de la banque centrale ; proxy des taux directeurs de la Banque Centrale	
Taux d'intérêt interbancaire (Tit)	Taux de refinancement des banques (les prêts de court terme) entre elles.	+
Taux d'intérêt d'injection de liquidité par appel d'offre (TIAOt)	Taux de refinancement des banques commerciales sur le marché monétaire ; proxy des taux du marché monétaire	+
Taux d'intérêt nominal créditeur (TCREDt)	Taux de rémunération des dépôts ou taux accordé par les banques aux épargnants	+
Concurrence bancaire (CCRt)	Ratio total des crédits à l'économie accordé par les banques sur le total des dépôts	-
Volatilité des taux du marché (VOLt)	Ecart type entre le taux du marché monétaire et les taux débiteurs	+
Risque de crédit (RCT)	Ratio des crédits rapporté au total des actifs	+
Coût d'exploitation (Cet)	Charges d'exploitation par rapport au résultat d'exploitation net total	+
Inflation (IPCt)	Indice des Prix à la Consommation	+

Source : Auteur, à partir de la littérature

2.2. Technique d'estimation et données

La méthode d'estimation adoptée est la technique de cointégration (*ARDL bounding test*) proposée par Pesaran et al. (2001). Cela permet de surmonter les limites relatives aux méthodes de cointégration conventionnelles qui exigent que les variables soient intégrées du même ordre précisément I(1).

Quant aux données utilisées, elles proviennent des bulletins statistiques et de la base de données de la BCEAO. Ces données mensuelles couvrent la période de septembre 2010 à septembre 2016, soit 73 observations.

3. PRESENTATION ET DISCUSSION DES RESULTATS

Cette section présente les résultats préliminaires, les résultats d'estimation ainsi que leur discussion.

3.1. Résultats d'analyse descriptive et corrélative

Le tableau 2 ci-après présente les principales statistiques descriptives ainsi que la matrice de corrélation. L'un des plus importants aspects de ce tableau est le test de normalité (Jarque-Bera). L'on note que les variables sous-étude sont normalement distribuées ($\text{Prob. Jarque-Bera} > 5\%$), sauf pour le taux de prêt marginal, la volatilité des taux et l'indice de l'inflation. Il ressort également de ce tableau que les coûts d'exploitation et le taux d'intérêt interbancaire sont plus volatiles que les autres variables. Quant aux coefficients de corrélation entre les différentes variables, ils sont globalement faibles, ce qui laisse présager une absence de multicolinéarité entre celles-ci.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables

	LTPMT	LTIT	LTIAOT	LTCREDIT	LCCRT	LVOLT	LRCT	LCET	LIPCT
A. Statistiques descriptives									
Moyenne	1.331	-0.012	1.07	1.614	4.433	1.383	3.923	1.722	4.596
Médiane	1.321	-0.063	1.098	1.601	4.447	1.424	3.93	1.586	4.603
Maximum	1.446	0.848	1.266	1.862	4.599	1.57	4.001	2.728	4.635
Minimum	1.252	-1.506	0.916	1.342	4.262	0.928	3.837	0.499	4.533

Std. Dev.	0.085	0.433	0.123	0.125	0.096	0.137	0.052	0.532	0.026
Jarque-Bera	9.852	6.044	8.042	2.454	5.234	28.602	6.519	5.193	11.35
Probabilité	0.007	0.098	0.117	0.293	0.073	0	0.138	0.074	0.003
Observations	73	73	73	73	73	73	73	73	73
B. Matrice de corrélation									
LTPMT	1								
LTIAOT	0.032	1							
LTIT	-0.085	-0.365	1						
LTCREDIT	0.272	0.144	0.024	1					
LCCRT	-0.909	-0.055	0.107	-0.265	1				
LVOLT	0.508	0.424	-0.327	0.023	-0.384	1			
LRCT	-0.646	-0.043	0.024	-0.302	0.796	0.042	1		
LCET	-0.697	0.005	0.059	-0.03	0.799	-0.273	0.615	1	
LIPCT	-0.679	0.059	-0.065	-0.419	0.624	-0.21	0.423	0.317	1

Source : Auteur, à partir des calculs effectués sur Eviews

3.2. Test de cointégration des variables (*Bounds test*)

Les variables étant intégrées en $I(0)$ et $I(1)$, l'application de la procédure « *bound test* » dont les résultats sont présentés dans le tableau 3 ci-après montrent que la valeur de la statistique de Fisher (14,063) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité. Donc l'hypothèse d'absence de relation de long terme est rejetée. Ce qui permet de conclure qu'il existe une relation de cointégration entre les différentes variables et donc la possibilité d'estimer le modèle conditionnel ARDL²⁹ de long terme et sa version à correction d'erreur.

Tableau 3: Résultat du test de limite (Bound test)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistique	Valeur	Signif.	I(0) borne inférieure	I(1) borne supérieure
F-statistic	14.06307	10%	1.88	2.99
		5%	2.14	3.3
		2.5%	2.37	3.6
		1%	2.65	3.97
t-statistic	-4.507184	10%	-2.57	-4.56
		5%	-2.86	-4.88
		2.5%	-3.13	-5.18
		1%	-3.43	-5.54

Source : Auteur, à partir des résultats de tests sur Eviews

3.3. Résultat d'estimation du modèle ARDL à correction d'erreur de la dynamique de court et long terme

En se basant sur le critère de sélection de retards d'Akaike, le modèle ARDL optimal a été estimé avec un maximum de 5 retards pour les variables explicatives, soit le modèle ARDL (1, 3, 5, 5, 3, 5, 5, 1, 5,5). Les résultats d'estimation consignés dans le tableau 4 ci-après montrent qu'à long terme, les variables taux de prêt marginal (TPMT), taux d'intérêt d'injection de liquidité par appel d'offre (TIAOT), concurrence (CCRT), volatilité des taux (VOLT) et inflation (IPCT) sont statistiquement significatives.

²⁹Les variables sont stationnaires à des niveaux différents et n'atteignant pas $I(2)$

Par contre, à court terme, les variables significatives sont : le taux de prêt marginal (TPMT), le taux d'intérêt d'injection de liquidité par appel d'offre (TIAOT), le taux d'intérêt interbancaire (TIT), le taux d'intérêt créditeur (TCREDIT), la volatilité des taux (VOLT) et les coûts d'exploitations (CET).

Tableau 4 : Résultats de l'estimation de la relation de court terme (dynamique de court terme)

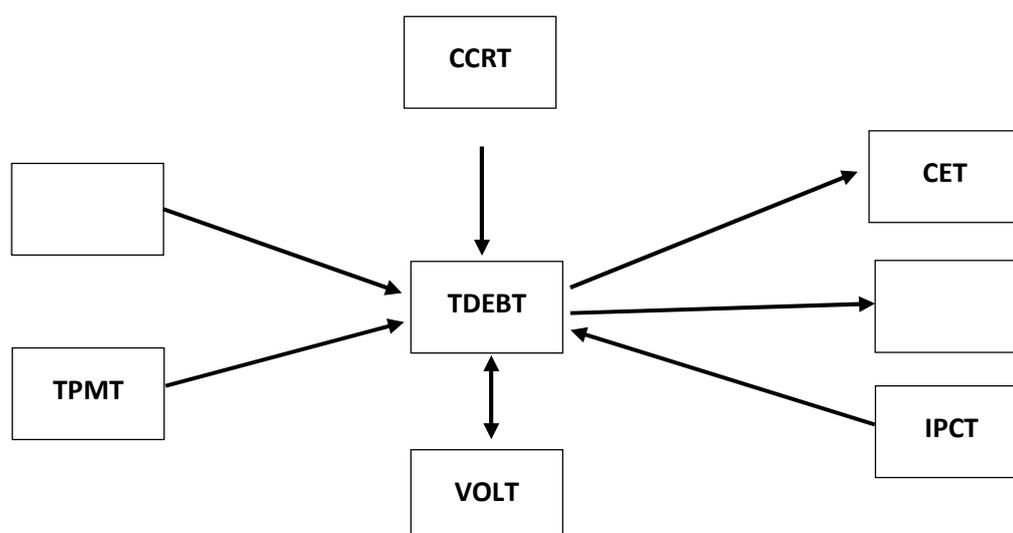
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Long terme				
LTPMT	0.338065***	0.103603	3.263084	0.0041
LTIAOT	1.635480***	0.352968	4.633503	0.0002
LTIT	0.334219	0.2043	1.635925	0.1183
LTCREDIT	0.015993	0.03019	0.52972	0.6024
LCCRT	-0.367073**	0.147853	-2.482694	0.0225
LVOLT	0.434513***	0.051022	8.516186	0.0000
LRCT	-0.129456	0.112735	-1.148326	0.2651
LCET	0.013816	0.012977	1.064691	0.3004
LIPCT	0.764787***	0.258921	2.953751	0.0082
Court terme				
Constante	-0.109032	0.007473	-14.59056	0.0000
D(LTPMT)	0.055541**	0.024476	2.269165	0.0351
D(LTIAOT)	0.320031***	0.010921	29.30298	0.0000
D(LTIT)	0.077745***	0.007529	10.32654	0.0000
D(LTCREDIT)	0.010998***	0.00315	3.490907	0.0024
D(LCCRT)	-0.019359	0.015615	-1.239757	0.2302
D(LVOLT)	0.328261***	0.029778	11.0237	0.0000
D(LRCT)	0.023775	0.024359	0.976009	0.3413
D(LCET)	1.611314***	0.286397	5.626148	0.0000
D(LIPCT)	0.015437	0.034225	0.45105	0.6571
CointEq(-1)	-0.326325***	0.022668	-14.39602	0.0000
EC = LTDEBT - (0.3381*LTPMT + 1.6355*LTIAOT + 0.3342*LTIT + 0.0160*LTCREDIT -0.3671*LCCRT + 0.4345*LVOLT -0.1295*LRCT + 0.0138*LCET + 0.7648*LIPCT)				

Source : Auteur, à partir des résultats d'estimation sur Eviews ;(***) et (**) indiquent la significativité des coefficients au seuil de 1% et 5% respectivement.

3.4. Résultat du Test de causalité de Granger au sens de Toda-Yamamoto

En raison de l'intégration à des ordres différents I(1) et I(0), le test de causalité au sens de Toda et Yamamoto (1995), mieux adapté a permis de vérifier le sens de causalité entre les variables. Les résultats présentés dans la figure 2 ci-après montre qu'il existe des causalités unidirectionnelles allant du taux de prêt marginal, du taux d'intérêt d'injection de liquidité par appel d'offre, du taux d'intérêt interbancaire, de la concurrence, des coûts d'exploitation et de l'inflation vers les taux d'intérêt débiteurs. En outre, il existe une causalité bidirectionnelle entre la volatilité des taux et les taux d'intérêts débiteurs.

Figure 4 : Sens de causalité des variables



Source : Auteur, à partir des résultats d'estimations sur Eviews

3.5. Validation du modèle

Les tests sur les résidus ont permis de valider le modèle. Le tableau 5 ci-après présente les résultats des différents tests de validité utilisés. L'analyse des statistiques des tests montrent que le modèle ARDL à correction d'erreur estimé est valide et bien spécifié. En effet, en plus du fait qu'aucun problème de spécification notamment de forme fonctionnelle n'est révélé au niveau du modèle (Prob = 0.3337 > 0.05), ses résidus sont exempts d'autocorrélation (Prob = 0.2309 > 0.05), d'hétéroscédasticité (Prob = 0.6164 > 0.05 ; Prob = 0.3875 > 0.05) et sont normalement distribués (Prob = 0.5845).

Tableau 5 : Tests de validité du modèle

Hypothèse du test	Tests	Valeurs F-statistic (probabilité)
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	1.5377 (0.2309)
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	0.9112 (0.6164)
	ARCH	0.7570 (0.3875)
Normalité	Jarque Bera	1,0739 (0,5845)
Spécification	Ramsey RESET	0.7883 (0.3337)

Source : Auteur, à partir des estimations sur Eviews.

Le test CUSUM de Brown et al. (1975) réalisé a montré que l'hypothèse de stabilité de la régression n'est pas rejetée car la courbe ne sort pas du corridor.

3.6. Interprétation et discussion des résultats

Le coefficient d'ajustement ou force de rappel (CointEq (-1)) est négatif (-0,3263), compris entre zéro et un en valeur absolue et largement significatif au seuil de 1%, confirmant l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur et la validité du modèle. Ce coefficient traduit un ajustement lent à la cible de long terme (le modèle prend son équilibre au bout de 3 mois 2 jours ; $1/0,3263 = 3,0646$ mois). Ainsi, 32,63% du déséquilibre du mois antérieur est corrigé au cours des trois mois suivants affichant une vitesse d'ajustement lente. Ce résultat est conforme aux travaux de Cottareli et Kourelis (1994) qui ont trouvé dans le cas de 31 pays en développement, un ajustement lent et incomplet des taux débiteurs à la suite d'un choc des taux du marché monétaire.

Les variables d'intérêt que sont : le taux de prêt marginal et le taux d'injection de liquidité sont significatifs à court et long terme au seuil de 1%. Une hausse individuelle de 1% des taux de prêt marginal et des taux d'injection de liquidité entraîne respectivement à long terme une augmentation des taux débiteurs de 0,34% et de 1,63% alors qu'à court terme, cela entraîne une augmentation de 0,05% et 0,32% des taux débiteurs respectivement. Les effets de ces variables sont plus manifestes à long terme qu'à court terme. Cela pourrait s'expliquer par le fait qu'à court terme les banques se refinancent essentiellement sur le marché interbancaire. Par ailleurs, De Bondt (2002) a montré que le niveau de transmission des taux directeurs sur les taux bancaires à court terme est faible (50%) alors qu'à long terme, il est plus élevé et proche de 100%. Ces résultats corroborent les conclusions de Sombié et al. (2018) et Rutayisire (2017) qui ont trouvé que les taux directeurs de la banque centrale ont un impact significatif sur les taux d'intérêt débiteurs bancaires contrairement à Sodokin et Gammandigbe (2013).

Le taux d'intérêt interbancaire ressort positif et significatif au seuil de 1% à court terme mais non significatif à long terme. Ainsi, une augmentation du taux d'intérêt interbancaire à court terme entraîne une hausse des taux débiteurs de 0,078%. Cela pourrait s'expliquer par le fait que le financement entre les banques commerciales est de courte durée. Ce résultat est corroboré par les travaux de Bennouna (2011) qui a trouvé que la structure financière des banques n'affecte pas la transmission à long terme du taux d'intérêt interbancaire aux taux débiteurs. De même, Sodokin et Gammandigbe (2013) ont trouvé que les banques de l'Union semblent être plus sensibles aux conditions interbancaires que les signaux envoyés par la Banque Centrale à travers ses taux directeurs.

Quant à l'inflation, elle est positive et significative dans l'explication des taux débiteurs à long terme (au seuil de 1%) contrairement au court terme. Une hausse de l'inflation de 1% entraîne une augmentation des taux débiteurs de 0,76%. Cela pourrait s'expliquer par le fait que les agents économiques n'ont pas suffisamment de temps à court terme pour adapter leurs décisions aux innovations intervenues, puisque les effets de l'inflation s'inscrivent dans une dynamique de long terme. Selon Egert et al. (2007) et Mojon (2000), dans un contexte d'inflation élevée, les prix s'ajustent plus fréquemment et à un degré plus élevé. Le faible niveau d'inflation peut compromettre la vitesse et la qualité de transmission quand on sait que l'objectif principal de la BCEAO est de garantir la stabilité des prix.

Le taux d'intérêt créditeur n'est significatif qu'à court terme au seuil de 1%. Une augmentation du taux d'intérêt créditeur entraîne une augmentation de 0,011% des taux débiteurs. Ce résultat s'expliquerait par la structure des dépôts bancaires et le caractère créateur de monnaie des Banques. En effet, au Burkina Faso, la structure des dépôts est marquée par la dominance des crédits bancaires à taux fixes en raison de la nature oligopolistique des acteurs. Les taux créditeurs étant relativement visqueux à la hausse, cela ne stimule pas suffisamment les dépôts bancaires. Pourtant, les prêts octroyés par les banques commerciales découlent en partie des dépôts qu'elles reçoivent de leurs clients. Neumark et Sharpe (1992) justifient cet ajustement asymétrique des taux bancaires de détails par le comportement collusoire des banques en matière de tarification et l'hypothèse de réaction négative des clients.

Le coefficient associé à la concurrence ressort négatif et statistiquement significatif à long terme au seuil de 5% contrairement au court terme où il est non significatif. Une hausse de la concurrence de 1% entraîne une baisse des taux débiteurs de 0,37%. Ce résultat se justifierait par le fait que plus le marché bancaire est un marché concurrentiel, les banques se soucient plus de voir leurs marges bénéficiaires se rétrécir, ce qui les poussera à répondre le plus rapidement possible aux variations des taux directeurs, surtout en revue à la baisse, pour s'approprier plus de clients sur le marché bancaire. De ce fait, le *pass-through* tendra à être plus complet. Dans le cas du Burkina Faso, Sombié et al. (2018) ont trouvé que l'accroissement du nombre de banques conduit à long terme à abaisser substantiellement les taux débiteurs des banques.

Pour ce qui concerne les coûts d'exploitations, ils se sont révélés positifs et significatifs au seuil de 1% qu'à court terme. Une augmentation de 1% des coûts d'exploitation entraîne une augmentation des taux débiteurs de 1,61%. Cet effet s'expliquerait par le fait que les banques sont tentées à court terme d'ajuster les coûts qu'elles supportent suite à des innovations puisque ces coûts ne sont pas explicites. Ce résultat est conforme à la théorie car selon la théorie des coûts d'étiquetages, les entreprises n'ajustent leur prix que lorsque les avantages de l'ajustement seront supérieurs aux coûts du déséquilibre.

Enfin, les coefficients de la volatilité des taux sont positifs et statistiquement significatifs au seuil de 1% aussi bien à court terme qu'à long terme. Une augmentation de 1% de la volatilité entraîne une augmentation des taux débiteurs de 0,33% à court terme et de 0,43% à long terme. En effet, un niveau d'incertitude élevé capté par la volatilité des taux conduit les emprunteurs avertis au risque à préférer des taux fixes, car cela pousserait les banques à adopter un comportement de lissage suite à des variations des taux directeurs. Sur le plan empirique, ces résultats sont soutenus par ceux de Mojon (2000) et Sander et Kleimeier(2004).

CONCLUSION

L'objectif de cet article était d'analyser les principaux déterminants de la vitesse d'ajustement des taux d'intérêt débiteurs des banques commerciales. En rapport avec cet objectif, cet article visait spécifiquement à montrer la vitesse par laquelle les taux débiteurs s'ajustent au Burkina Faso ainsi que les principaux facteurs explicatifs de cette vitesse d'ajustement.

L'utilisation de l'approche des coûts de financement de Rousseas (1985) et de la méthode de cointégration ARDL à correction d'erreur (*AutoRegressive Distributed Lag*) sur données de séries chronologiques (septembre 2010 à septembre 2016) a permis de montrer que la vitesse d'ajustement des taux débiteurs au Burkina est lente (-0,3263). Suite à un choc, les taux débiteurs reviennent à leur équilibre au bout de 3 mois (1/0,3263), soit une correction du déséquilibre de 32,63%. Les résultats montrent qu'à long terme, le taux d'injection de liquidité par appel d'offre et l'inflation sont les principaux déterminants de la dynamique des taux débiteurs au Burkina Faso alors qu'à court terme, ce sont les coûts d'exploitations et la volatilité des taux d'intérêt. En outre, les résultats montrent que le taux de prêts marginal, le taux d'intérêt interbancaire, le taux créditeur des banques et la concurrence sont des facteurs explicatifs des taux d'intérêt débiteurs. Ces résultats sont renforcés par le test de causalité de Toda et Yamamoto (1995).

En termes d'implications de politique économique, les résultats permettent de suggérer les recommandations suivantes : i) au Gouvernement, de mettre en place des mécanismes efficaces d'incitation à l'installation d'établissement bancaire et de sanction des emprunteurs défaillants (système judiciaire) et iii) à la Banque Centrale (BCEAO), de maîtriser la marge laissée aux banques commerciales dans la fixation des taux débiteurs appliqués à la clientèle et de poursuivre sa politique d'assouplissement des conditions de refinancement en abaissant ces taux directeurs dans l'union.

Une piste de recherche serait d'élargir l'échantillon et de faire une analyse comparative avec d'autres pays non membre de l'UEMOA.

BIBLIOGRAPHIE

Bationo, B. (2013). «Analyse des taux d'intérêt débiteurs appliqués par les banques dans les pays membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)». *Revue économique et monétaire*, N°13, 65-90.

- BCEAO. (septembre 2010 à septembre 2016). «Bulletin de statistiques monétaires et financières». *Dakar*.
- BCEAO. (septembre 2010 à septembre 2016). «Bulletin mensuel de conjoncture». *Dakar*.
- Bennouna, H. (2018). «Pass-through du taux d'intérêt au Maroc : Enseignements à partir de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs». Récupéré sur www.bkam.ma
- Cadore, Durand, et Payelle. (2006). «The heterogeneous effects of monetary policy in the euro area : a sectoral approach». *IMF sataff papers 41, N°4*.
- Cottarelli, C., et Kourelis, A. (1994). «Financial structure, bank lending rates and the transmission mechanism of monetary policy». *IMF Staff Papers*, 587–623.
- De Bondt, G. (2002). «Retail bank interest rate pass-through : New evidence at the Euro Area level». *ECB Working Paper, No. 136*.
- De Bondt, G. J. (2005). «Interest Rate Pass-Through : Empirical Results for the Euro Area». *German Economic Review*, 6(1), 37–78.
- De Graeve, F., De Jonghe, O., et Vander Vennet, R. (2007). «Competition transmission and bank pricing policies: Evidence from Belgian loan and deposit markets». *Journal of Banking and Finance*, 31, 259–278.
- De Graeve, F., De Jonghe, O., et Vennet, R. V. (2004). «The determinants of Pass-Through of Market Conditions to Bank Retail Interest Rates in Belgium». Document de travail de la Banque Nationale de Belgique, n°47 mai.
- Diop, P. L. (1998). «L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques». *Document d'Etude et de Recherche, DER/98/01, BCEAO*.
- Egert, B., et MacDonald, R. (2009). «Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe : Surveying the Surveyable». *Journal of Economic Surveys*, vol. 23, issue 2, 277-327.
- Egert, B., Cuaresma, C. J., et Reininger, T. (2007). «Interest rate pass-through in central and Eastern Europe : Reborn». *Journal of Policy Modeling*, vol. 29, issue 2, 209-225.
- Folawewo, A. O., et Tennant, D. (2008). «Determinants of interest rate spreads in subsaharan african countries: A dynamic panel analysis». *In A paper prepared for the 13th Annual African Econometrics Society Conference*, 9–11. Citeseer.
- Gigineishvili, N. (2011). «Determinants of Interest Rate Pass-Through : Do Macroeconomic Conditions and Financial Market Structure Matter?». *IMF Working Papers/11/176*.
- Hannan, T. H., et Berger, A. N. (1991). «The Rigidity of Price : Evidence from the Banking Industry». *American Economic Review*, pp 938-945.
- Judy, R. (2008). «Analyse des déterminants de la transmission des taux directeurs sur les taux bancaires en Europe».
- Mojon, B. (2000). «Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy». *ECB Working Paper Series*, 40.
- Mojon, B. (2002). «Retail Bank Interest Rate Pass-Through : New Evidence at the Euro Area Level».

- Neumark, D., et Sharpe, S. A. (1992). «Market structure and the nature of price rigidity : Evidence from the market of consumer deposits». *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 657-80.
- Perera, A., et Wickramanayake, J. (2016). «Determinants of commercial bank retail interest rate adjustments: Evidence a panel data model». *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., et Smith, R. J. (2001). «Bounds testing approaches to the analysis of level relationships». *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Pesaran, M., et Shin, Y. (1999). «An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis». *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Strom, S. (ed.) Cambridge University Press*.
- Rousseas, S. (1985). «A makup theory of bank loan rates». *Journal of PPost Keynesian Economics*, 8(1), 135-144.
- Rutayisire, M. j. (2017). «Modélisation de la transmission des taux d'intérêt au Rwanda : la dynamique des taux d'intérêt est-elle symétrique ou asymétrique?». *Munich Personal RePEc Archive, no 90178*. Récupéré sur <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/90178/>
- Sander, H., et Kleimeier, S. (2004). «Convergence in Eurozone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration». *Journal of International Money and Finance*, 23(3), 461-492.
- Sodokin, K., et Gammadigbe, V. (2013). «A la recherche de la dynamique du pass-through des taux d'intérêt dans L'UEMOA». *Revue économique et monétaire, N°13*, 9-40.
- Sombié, I., Siri, A., et Lankoandé, D. G. (2018). «Les déterminants des taux d'intérêt débiteurs des banques du Burkina». *Ann. Univ. Lomé, série Sc. Eco. Et Gest, 2018, Volume XIII(63-91)*.
- Sørensen, C. K., et Werner, T. (2006). «Bank interest rate pass-through in the euro area : a cross country comparison». *ECB Working Paper, No. 580*.
- Stiglitz, J. E., et Weiss, A. (1981). «Credit Rationing in Markets with imperfect information». *American Economic Review, VOL. 71 N°3*, 393-410.
- Toda, H. Y., et Yamamoto, H. (1995). «Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes». *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Zulhibri, M. (2012). «Policy rate pass-through and the adjustment of retail interest rates : Empirical evidence from Malaysian financial institutions». *Journal of Asian Economics*, 23(2012), 409–422.