BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION ET D'ETUDES BANCAIRES

REVUE ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE

N°39 • JUIN 2026

https://cofeb.bceao.int

BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION ET D'ETUDES BANCAIRES

DIRECTION GENERALE DU COFEB
DIRECTION DE LA RECHERCHE ET DES PARTENARIATS

REVUE ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE (REM)

N°39 • JUIN 2026

IS LEASING PROFITABLE FOR WAEMU'S BANKS INSTITUTIONS?

EFFET DU CHANGEMENT CLIMATIQUE SUR LE CANAL DU CREDIT DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS L'UEMOA

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

© 2020 - Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)
Avenue Abdoulaye FADIGA BP 3108 Dakar Sénégal
ISSN 08505748

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le Comité Editorial est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

- le Directeur Général du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires, Président ;
- le Directeur de la Recherche et des Partenariats ;
- le Directeur des Enseignements et des Programmes de Formation ;
- le Directeur de la Politique Monétaire et des Relations Internationales ;
- le Directeur des Etudes Economiques et de l'Intégration Régionale ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et des Financements Alternatifs.

Le Comité Scientifique regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal), Président ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët-Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre ;
- Professeur Charlemagne Babatoundé IGUE, Université d'Abomey-Calavi (Bénin), membre ;
- Professeur Yaya SISSOKO, Indiana University of Pennsylvania (Etats- Unis d'Amérique), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Issouf SOUMARE, Université Laval (Canada), membre ;
- Professeur Akoété Ega AGBODJI, Université de Lomé (Togo), membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Georges KOBOU, Université de Yaoundé II (Cameroun), membre ;
- Professeur Ali LAZRAK, British Columbia University (Canada), membre.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction en charge de la Recherche de la BCEAO.

Le **Directeur de Publication** de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur en charge de la Recherche.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS 7

IS LEASING PROFITABLE FOR WAEMU'S BANKS INSTITUTIONS? 8

EFFET DU CHANGEMENT CLIMATIQUE SUR LE CANAL DU CREDIT DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS L'UEMOA 48

NOTE AUX AUTEURS 83

AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette Revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais également pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement, en général, et à celles de l'UEMOA, en particulier.

Ce trente-neuvième numéro de la Revue comprend deux (2) articles. Le premier, intitulé *"Is leasing profitable for WAEMU's banks institutions*" analyse l'effet du crédit-bail sur la performance des banques dans l'UEMOA. A partir des données bancaires agrégées des pays de l'Union, à l'exception de la Guinée-Bissau, couvrant la période allant de 2000 à 2024, les résultats mettent en évidence que le crédit-bail n'influe pas sur la performance bancaire à court terme. Cependant, il constitue une source importante de profitabilité des banques à long terme, notamment en améliorant les rentabilités des actifs et des fonds propres. A cet égard, l'étude suggère la mise en œuvre de politiques publiques visant à promouvoir le crédit-bail en tant que levier stratégique pour le développement du secteur bancaire à long terme. Ces politiques pourraient consister, à court terme, en la mise en place de mécanismes de soutien permettant aux banques d'absorber les coûts initiaux, en raison du fait que le crédit-bail apparaît comme une activité à rendement différé.

S'agissant du second article, il porte sur le thème : « *Effet du changement climatique sur le canal du crédit de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA* ». L'étude examine les répercussions du changement climatique sur la transmission de la politique monétaire par le canal du crédit bancaire dans l'UEMOA. La démarche méthodologique repose sur une estimation en panel, à partir des données individuelles d'un échantillon de 69 banques de l'Union, régulièrement en activité sur la période allant de 2010 à 2022. Les résultats révèlent que la vulnérabilité climatique, définie comme étant l'exposition, la sensibilité et la capacité d'adaptation d'un pays aux effets négatifs du changement climatique, et les catastrophes naturelles (inondations et sécheresses notamment) induisent une baisse des crédits bancaires. En outre, cette situation de fragilité influe négativement sur le fonctionnement du canal du crédit de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA. En effet, dans un contexte de vulnérabilité climatique, une augmentation du taux du marché monétaire pourrait induire un effet défavorable plus prononcé sur l'offre de crédits, en raison des incertitudes engendrées par les risques climatiques dans les secteurs réel et financier. Sur cette base, l'étude suggère : *(i) l'intégration des risques climatiques dans le cadre de régulation et de supervision des secteurs bancaire et de la microfinance, (ii) la mise en place d'une surveillance macroprudentielle des risques climatiques à l'échelle du système financier régional, (iii) l'instauration de systèmes d'alerte précoce dans les pays de l'Union et (iv) la réalisation d'infrastructures résistantes aux chocs climatiques.*

IS LEASING PROFITABLE FOR WAEMU's BANKS INSTITUTIONS?

Kodjo ADANDOHOIN[1]

Résumé

Cet article analyse l'impact du crédit-bail sur la performance des banques en utilisant les estimateurs « Pooled Mean Group » (PMG), « Dynamic Fixed Effects » (DFE) et « Fractional Logit » comme stratégies d'identification. Les indicateurs suivants ont été utilisés pour mesurer la performance : le rendement des actifs (ROA), le rendement des capitaux propres (ROE), la marge d'intérêt nette (NIM) et l'efficacité bancaire. Sur la base d'un panel de pays de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) couvrant la période 2000-2024, l'analyse empirique réalisée à l'aide de la méthode DFE révèle des effets différenciés du crédit-bail suivant un horizon temporel. À court terme, l'activité de crédit-bail n'a pas d'impact significatif sur la performance bancaire, ce qui s'explique par les coûts initiaux, les ajustements organisationnels et les risques liés à la mise en œuvre de cette activité. En revanche, à long terme, le crédit-bail contribue de manière positive et significative à la rentabilité bancaire, notamment en termes de ROA et de ROE, ce qui suggère que cette activité est une source de création de valeur une fois la période d'ajustement à court terme terminée. Aucun effet significatif n'est observé sur la marge d'intérêt nette (NIM), ce qui indique que les gains de performance associés au crédit-bail sont davantage dus à la diversification des revenus qu'à l'amélioration des marges d'intermédiation. Enfin, le crédit-bail influence positivement et de manière significative l'efficacité des banques en réduisant les coûts opérationnels par rapport au revenu total généré. Ce dernier résultat a été obtenu à l'aide du cadre d'estimation logit fractionnaire. Ces résultats soulignent le rôle du crédit-bail en tant que levier stratégique pour le secteur bancaire à long terme.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article :
Soumis le 24 octobre 2025.
Reçu en première version révisée le 19 juin et accepté le 24 juin 2026.
Mots-clés : Crédit-bail ; performance bancaire ; PMG ; DFE ; logit fractionnaire ; UEMOA.
Classification JEL : G21

Abstract

This article analyzes the impact of leasing on bank performance using Pooled Mean Group (PMG), Dynamic Fixed Effects (DFE) and Fractional Logit estimators as identification strategies. The indicators: return on assets (ROA), return on equity (ROE), net interest margin (NIM) and bank efficiency were used to measure performance. Based on a panel of West Africa Economic and Monetary Union (WAEMU) countries spanning the period 2000-2024, the empirical investigation with DFE reveals differentiated effects of leasing depending on time horizon. In the short-run, leasing activity does not have a significant impact on bank performance, which can be explained by the initial costs, organizational adjustments, and risks associated with implementing this activity. In contrast, in the long run, leasing contributes positively and significantly to bank profitability, particularly in terms of ROA and ROE, suggesting that this activity is a source of value creation once the short–run adjustment period is over. No significant effect is observed on net interest margin NIM, indicating that the performance gains associated with leasing are more due to revenue diversification income, rather than to improved intermediation margins. Finally, leasing positively and significantly affects banks efficiency by reducing operational costs in total income generated. These results highlight the role of leasing as a strategic lever for long-run banking performance.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history:
Submitted on October 24, 2025.
Received in first revised version on june 19, and accepted on june 24, 2025.
Keywords: Leasing; bank performance; PMG; DFE, fractional logit; WAEMU.
JEL classification: G21

[1] Corresponding author: PhD University of Clermont Auvergne/Abidjan University Institute, email: olivieradandohoin@yahoo.fr.

INTRODUCTION

Defined as a financing tool that allows a company to use an asset without immediately bearing the cost of its acquisition, leasing is an alternative source of financing to traditional bank loans, especially for small and medium-size businesses (Eisfeldt & Rampini, 2009). Its theoretical advantages (preservation of cash flow for businesses, guarantee of asset recovery for the lessor) offer this instrument a strategic opportunity not only to fill the structural financing gap affecting businesses in developing countries, but also to reduce the significant information asymmetries affecting traditional credit financing mechanisms (Lemke & Werner, 2012).

However, despite the recognized theoretical advantages associated with leasing as an alternative financing tool, the use of this instrument in developing countries, particularly in West Africa Economic and Monetary Union (WAEMU) countries, remains limited (Central Bank of West African States, 2020). Leasing is still anecdotal in banks' balance sheets of WAEMU countries. According to statistics from the Central Bank, leasing represents on average only less than 1 percent of banks' balance sheets (Central Bank of West African States, 2020). By way of comparison, this share reached 5.3 percent in Morocco's banking sector and 7 percent in Tunisia, according to data from the Professional Association of Financing Companies PAFC (2016), and the Tunisian Leasing Association (TLA, 2017). In developed economies such as France and Germany, leasing accounts for more than 28-30 percent of small and medium enterprise financing or productive investment, according to reports by the French Association of Financial Companies (FAFC, 2020).

When an economy favours traditional bank credit financing mechanisms exclusively, to the detriment of diversified financing systems, several structural limitations arise and slow down economic growth. With traditional bank credit, high collateral and mortgage requirements, often difficult for businesses to meet, reduce their access to formal financing and lead to chronic underfunding of entrepreneurial activities (Quartey and Mensah, 2014). Leasing, on the other hand, is an effective alternative tool as it allows the acquisition of productive equipment without mobilizing significant initial capital, thereby promoting investment (Demirgüç-Kunt and Maksimovic, 1999). Without leasing, companies have to resort to costly loans and delay their investments, which leads to delayed modernization and low industrial competitiveness (Brau and Woller, 2004).

Leasing is a powerful lever for overcoming liquidity and access to financing constraints. By allowing the company to use an asset without acquisition costs, it preserves its cash flow and profitability (Brealey et al., 2020). In addition, leasing, which is often tax deductible, improves the net profitability of both the company and the lessor (bank). From a strategic perspective, leasing offers operational flexibility to adapt to economic cycles, thereby reducing the risk of obsolescence (Berger and Udell, 2006).

For the lessor (the bank), the advantage is twofold and is in line with modern theories of bank portfolio management. On the one hand, it provides a source of diversification for its financing portfolio. According to Markowitz's portfolio theory (1952), adding an asset class to cash flows (rental income) that are potentially uncorrelated with traditional interest income optimizes the bank's overall risk-return ratio. On the other hand, the structure of the contract gives the bank ownership of the underlying asset, which serves as real and tangible collateral.

This ownership right, which can be analyzed using agency theory, significantly reduces counterparty risk and the associated monitoring costs, thereby improving the bank's profitability, as the bank can repossess the asset in the event of default (Beck, Demirgüç-Kunt, and Maksimovic, 2008). This enhanced guarantee is particularly attractive in environments where debt collection can be complex and undermine bank profitability (Beck, Demirgüç-Kunt, and Maksimovic, 2008).

Faced with these challenges that weigh on their performance, leasing can be a relevant alternative strategy for WAEMU banks to diversify and optimize their activities, provided that it is adapted to regional specificities. As Diamond (1984) demonstrated in his work on banking intermediation, the monitoring mechanism inherent in leasing, where the bank retains legal ownership of the financed asset, enables it to reduce information asymmetries, as well as counterparty risk, and improve portfolio quality, particularly for small and medium size enterprises (SME). In terms of profitability, portfolio theory Markowitz (1952) indicates that, diversifying sources of income through

flows that are uncorrelated with interest yields can reduce volatility. Smith and Wakeman (1985) show that lease payments are less sensitive to interest rate cycles than traditional margins.

From an efficiency perspective, Williamson's (1981) transaction cost theory and Yan's (2006) work suggest that, standardizing leasing procedures can streamline risk assessment and reduce monitoring costs in the medium run. Finally, from a prudential perspective, Yan's (2006) research indicates that, the risk of loss associated with leasing is generally lower than that of traditional bank loans, due to the residual value of the assets and their resale potential (Yan, 2006). Thus, in WAEMU, the low uptake of such an instrument, limits potential gains, resulting in relatively high operating costs and limited bank efficiency.

Banks in WAEMU zone face a number of structural challenges that limit their profitability. The low diversification of banking products in West Africa is a cause of loss and gains, and acts as a brake on profitability, as banks remain focused on financing portfolios with little financial innovation (Beck, Demirgüç-Kunt and Peria, 2008). Another factor is the high level of non-performing loans, which remains a problem in several WAEMU countries, itself linked to the composition of loan portfolios (Fofack, 2005). Traditional credit dominates, whilst alternative instruments such as leasing or securitisation are underdeveloped. This reduces the effectiveness of financing in stimulating investment whilst mitigating counterparty risks (Bourguignon and Jacquet, 2006).

According to the International Monetary Fund (IMF)'s report (2024) on banking risks in WAEMU, the return on assets (ROA) of the region remains low, at around 1.2 to 1.5%. The report also shows that the average efficiency score for WAEMU's banks is 0.61, compared to 0.82 for West African countries outside the WAEMU. For example, the average ROA for banks in Nigeria is 3.98% (IMF, 2024).

This article aims to fill a gap in literature by analysing the effect of leasing on bank performance in a regional context. Specifically it analyses the short and long run effect of leasing on four dimensions of bank profitability namely the return on assets (ROA), the return on equity (ROE), the net interest margin (NIM) and Efficiency. The research makes two contributions. First, it links the issue of bank diversification (leasing) to the broader challenges of bank profitability and structural transformation. Second, it highlights heterogeneous effects depending on performance indicator and time horizon, and provides policy implications that take into account these different impact.

I. LITERATURE REVIEW

I.1 Leasing as a bank financing tool: theoretical contributions

The theory of credit rationing, developed by Stiglitz and Weiss (1981) and further refined by Bernanke and Gertler (1989) posits that banks limit the granting of credit to protect themselves against the risk of default, particularly when information about borrowers is imperfect. In this context, leasing appears to be an alternative solution, secured by ownership of the financed asset, allowing the bank to reduce its exposure to information asymmetries, reduce risk threats, while expanding its customer base.

This logic is reinforced by the theory of implicit contracts, develop by Sharpe (1990), Boot (2000) and Bharath et al. (2009), which emphasizes that the recurring relationship inherent in leasing allows for the collection of qualitative information, reducing asymmetries through regular payments and shared asset management. Finally, signalling theory, introduced by Spence (1973) reveals that, granting leases acts as a marker of creditworthiness, improving customer selection and portfolio quality.

In response to borrowers' behavioural deviations, moral hazard theory highlights the legal ownership retained by the lessor as a structural barrier against opportunistic behaviour. From an operational perspective, transaction cost theory proposed by Williamson (1985) and Ménard (2004), shows that leasing reduces negotiation, monitoring, and enforcement costs through contract standardization. This efficiency is reinforced by financial innovation theory (Tufano 2003; Frame and White, 2004), which considers leasing as a means of circumventing the rigidities of traditional credit by transforming the leased asset into an implicit guarantee and expanding the range of banking services available in restrictive regulatory environments.

I.2. Leasing and bank performance: transmission channels

Leasing is recognized in economic literature as an effective tool for reducing information asymmetries between the bank and the borrower, particularly by limiting moral hazard. Indeed, one of the main challenges of bank financing lies in the uncertainty surrounding how the borrower will use the funds made available to them. Jensen and Meckling (1976) showed that maintaining ownership of the financed asset at the lessor's level constitutes a form of control that constrains the borrower to use the asset in accordance with the terms of the contract. This restriction reduces opportunistic behaviour, such as asset misappropriation or investment in risky unapproved projects.

The second channel through which leasing influences bank performance is customer loyalty. According to Berger and Udell (1995), the contractual nature of leasing, which is generally medium or long-run, creates a lasting bond between the bank and its customers, particularly small and medium-size enterprises (SMEs). This extended relationship promotes a better understanding of the borrower's needs and behaviour, which facilitates the personalization of banking services and reduces information costs. Loyalty is often accompanied by diversification of the products purchased, particularly through the cross-selling of complementary services such as insurance, maintenance, or additional loans. This relationship-based strategy helps generate recurring and stable revenue for the bank, thereby strengthening its overall profitability (Boot, 2000).

The third key channel is the reduction of counterparty risk. The unique feature of leasing is that the bank retains legal ownership of the leased asset, which provides it with a tangible guarantee in the event of borrower default. This arrangement makes it easier to recover the financed assets, limiting potential losses and thus reducing exposure to credit risk. In this sense, leasing is considered a less risky instrument than traditional loans, as it combines a form of collateral with a flexible financing method. This advantage translates into lower provisions for bad debts, an improved portfolio risk profile, and less volatility of banks returns (Gorton and Winton, 2003).

Finally, leasing also acts through a crucial but often underestimated channel: optimal regulatory capital. The Basel II and III agreements, which provide the framework for international bank regulation, impose strict capital requirements, on the basis of risk-weighted assets. Repullo and Suarez (2004), explain that leasing allows banks to reduce risk weighting of certain exposures by holding collateral in the form of leased assets. The fact that the bank

retains legal ownership of the financed assets reduces the risk of loss in the event of default, which translates into lower solvency capital requirements (Froot et al., 2003). This mechanism improves return on risk-weighted assets by reducing the capital required to support the loan portfolio, while strengthening the bank's financial soundness (Diamond and Rajan, 2001).

I.3. Empirical literature

I.3.1 Positive effect of leasing on bank performance

Several studies have shown that leasing has a positive effect on bank performance, particularly on their profitability and net income. Among these studies are the works of Andrikopoulos et al. (2022). These authors examined the efficiency of US banks offering leasing using stochastic frontier analysis on a sample of 840 commercial and savings banks for the years 2010-2016. The results indicate that leasing has a positive effect on bank profitability, with variations depending on the type of bank. Taking into account parameters such as capital adequacy, asset quality, and liquidity management as controls, the authors find that these elements of banks' financial strength influence their profitability. The authors suggest that a more robust banking system can be created when banks offer leasing to their customers instead of traditional bank loans, thereby reducing credit risk when financing investment projects.

Said and Yazid (2021) also study the effect of interest-free leasing on the banking performance of Malaysian banks between 2014 and 2018 using fixed and random effects models. The results show that interest-free lease financing has a positive relationship with net profit margin. However, it has no significant relationship with return on assets. Bülbül and Noth (2010) reach similar conclusions using an empirical analysis of the impact of leasing on the performance of German banks based on a panel of 457 banks covering the period from 1996 to 2006. Using a GMM estimator, the authors show that banks' leasing volumes have a robust and significant positive impact on their profitability. The study by Kelly et al. (2013) examines the role of equipment leasing finance in US community banks during the period 1992-2012. The results reveal that those involved in equipment leasing finance achieve better financial performance than their counterparts who are not involved. Finally, Mansour and Khalaf (2018) conducted a study on the impact of leasing on the financial performance of Islamic banks in Jordan for the period 2010-2016. The author used data collected from the annual reports of three banks. An econometric analysis, including multiple regression, was used to assess the influence of leasing income on two performance indicators: return on assets (ROA) and return on equity (ROE). The results show that leasing income has an impact on return on assets (ROA) but not on return on equity (ROE).

I.3.2 Negative or mixed effect of leasing on bank performance

Contrary to previous analyses, a series of studies highlight mixed or negative effects of leasing on bank profitability, stability, and performance. These studies call for caution when generalizing the beneficial effects of leasing.

Hassan and Shehu (2008) analyzed the impact of leasing on the performance of Nigerian banks. The study covers a sample of five banks randomly selected from among twenty institutions listed on the Nigerian stock exchange in 2005. Using multiple linear regression, the author examined the effects of lease financing on profit, investment, and shareholder returns. The results of the study reveal that leasing has no significant impact on the performance of banks in Nigeria. These results suggest that, in certain contexts, leasing may not be an effective performance lever for banks. However, Kabiru (2019) examined the impact of leasing on the financial performance of deposit banks of four Nigerian banks for the period 2014 to 2018. Results reveal a positive but statistically insignificant effect of leasing on return on asset (ROA) and return on equity (ROE), and a negative effect on return on investment (ROI). This study suggests that, although leasing can be integrated into a bank's financing strategy, its influence on performance remains limited or ambivalent.

Zheng (2024) conducts a comparative examination of the profitability of financial leasing companies in China, classifying them according to the nature of their parent banking institutions, which are commercial banks, joint-stock banks, urban banks, and non-banking entities. Based on a panel of 49 companies over the period 2008–

2022, the study uses return on assets (ROA) as the main performance indicator and reveals that non-banking companies are consistently more profitable than companies affiliated with banking systems. The intra-bank analysis also shows that leasing companies originating from joint-stock banks and urban banks achieve higher profitability scores than companies affiliated with commercial banks, suggesting a form of institutional inertia or rigidity within the banking system. The study concludes that institutional nature and shareholding structure strongly influence the performance of leasing companies, thus providing relevant insight into the differential effects of leasing according to institutional governance system.

Zhang et al., (2020) propose a comparative analysis of the effects of traditional bank loans and financial leasing on the economic performance of banks, based on cases in the United States and China between 1982 and 2017. Using an innovative methodology based on continuous wavelet analysis, the authors highlight the conditional nature of the impact of leasing on economic performance. They demonstrate that leasing only has positive effects depending on the economic context, the regulatory framework, and the phase of the financial cycle. In China, for example, bank loans stimulate sustainable growth, while leasing only becomes beneficial under adequate financial supervision. Conversely, in the United States, bank loans have slowed growth, while leasing has played an active supporting role during periods of economic recovery.

I.3.3 Positioning of the study and hypotheses

Although empirical literature generally suggests that leasing contributes positively to bank performance, the evidence remains far from conclusive. Several studies report a positive impact of leasing on profitability indicators such as ROA and ROE (Andrikopoulos et al., 2022; Bülbül and Noth, 2010; Kelly et al., 2013), arguing that leasing promotes revenue diversification, reduces credit risk through asset-backed financing, and strengthens customer relationships. However, other studies yield mixed or insignificant results. Hassan and Shehu (2008) and Kabiru (2019) found no significant effect of leasing on the performance of Nigerian banks, while Mansour and Khalaf (2018) reported a positive effect on ROA but not on ROE. Recently, Zheng (2024) and Zhang et al. (2020) show that the impact of leasing depends on institutional, regulatory, and macroeconomic conditions.

These mixed results suggest that the relationship between leasing and bank performance is likely contextual. In particular, very little empirical data exists for the WAEMU region, where leasing remains underdeveloped despite its potential to diversify banks' financing activities and reduce information asymmetries. The specific characteristics of WAEMU banking systems, including relatively low levels of financial innovation, high levels of concentration, and limited product diversification, make it difficult to extrapolate all results obtained from other regions.

Nonetheless, based on theoretical arguments and the predominance of positive results found in the literature, this study predicts that leasing will improve bank performance in WEAMU but only in the long run through revenue diversification, risk reduction, and operational efficiency gains. Yet, given the adjustment costs associated with implementing leasing activities, its short-term effects could be negligible given WAEMU countries banks' characteristics.

II. DATA, SOURCES AND STYLIZED FACTS

II.1 Data and sources

The study covered seven (07) WAEMU countries, except Guinea-Bissau, and spans the period 2000-2024 due to data availability. Units in this study are countries.

The dependent variable is bank performance. It is measured using four indicators of banking performance: namely the return on asset (ROA), the return on equity (ROE), the net interest margin (NIM) and bank efficiency (Efficiency). Data on ROA, ROE and NIM come from the Central Bank of West African States database. Missing data were obtained using linear interpolation from adjacent local observations (Burden et Faires, 2011).

ROA is the indicator that measures a bank's ability to generate profits from all of its assets. According to Dietrich and Wanzenried (2011), it is a fundamental indicator of profitability, reflecting the efficient use of mobilized resources. It is measured as the ratio of net income to total assets. Unlike return on equity ROE, which could strongly be influenced by the level of debt, ROA more accurately reflects the intrinsic economic power of banks intermediation (Berger and Humphrey, 1997). In the banking context, where assets mainly consist of loans, financial securities, and leasing operations, ROA can be used to assess the quality of resource allocation and management's ability to transform productive assets into profits. Leasing is an asset-intensive activity based on the ownership of equipment and productive assets recorded on the bank's balance sheet. ROA therefore makes it possible to directly capture the effect of this diversification of assets on overall bank profitability.

Return on Equity (ROE) is also a key indicator of bank profitability. It measures a bank's ability to generate profits from the capital invested by its shareholders. Formally, ROE is calculated by dividing net income by total shareholders' equity. A high ROE indicates greater efficiency in the bank's use of its equity to create value for its shareholders. Reflecting the return on invested capital, ROE is often considered a key indicator of managerial effectiveness and financial performance. However, numerous empirical studies show that ROA is more stable and less biased than ROE in comparative analyses between banks and between countries, particularly in developing countries where banks' capitalization levels vary greatly (Demirgüç-Kunt and Huizinga, 2010; Brissimis and Delis, 2008).

Net Interest Margin (NIM) is another important indicator of bank profitability. It measures the profitability of traditional intermediation activities by calculating the difference between interest income generated by productive assets and interest expenses paid on liabilities, divided by total productive assets. NIM reflects the bank's ability to efficiently transform deposits and other sources of funding into profitable loans and investments. A higher net interest margin (MIN) indicates that the bank is earning more income from its intermediation activities for each unit of productive assets used (Demirgüç-Kunt and Maksimovic, 1998; Claessens et al., 2018).

For bank efficiency, the cost-to-income ratio (CIR), defined as the ratio of operating expenses to the sum of net interest income and other operating income is used to assess cost-effectiveness of a bank's activity. Data for CIR come from Global Financial Development Database (GFDD, 2022) and missing observations were obtained by linear interpolation from adjacent local observations (Burden et Faires, 2011). This indicator directly reflects how effectively a bank transforms its operating income into profit, at low managerial and organizational costs (Berger and Mester, 1997). Unlike frontier measures such as Data Envelopment Analysis (DEA) or Stochastic Frontier Analysis (SFA), which measure relative inefficiency as compared to best practices, accounting indicators such as CIR; offer complementary measures of bank operational efficiency and allow to capture its internal and operational efficiency. Bank efficiency is one of the major factors influencing bank profitability. An efficient bank can reduce operating costs, improve the quality of its portfolio, and maximize income, which generally leads to better bank performance. According to Berger and Humphrey (1997), improving operational efficiency allows banks to boost their competitiveness, which in turn supports higher profitability. From this perspective, bank efficiency is seen as a key internal factor explaining the differences in profitability between financial institutions (Berger and Humphrey, 1997).

Explanatory variables in the model include both the main variable of interest and a set of control variables to isolate their effect on bank performance.

The variable of interest is leasing, which is a form of financing in which a company (the lessee) obtains the use of an asset in exchange for periodic payments, while legal ownership of the asset remains with the lessor for the duration of the contract. According to Smith and Wakeman (1985), this mechanism is based on a contractual logic that secures the transaction for the lessor, while offering the lessee a flexible and progressive financing solution. Data on leasing are extracted from annual reports of the West African Central Bank Commission, which list outstanding countries' leases in aggregate bank balance sheets. This variable is captured in percentage of bank total assets. Missing data were obtained by linear interpolation from adjacent observations (Burden et Faires, 2011). In the short-run, the impact of leasing on bank performance is generally ambiguous, if not negative, due to initial costs and operational constraints associated with this activity. The development of leasing requires significant

investment in organizational infrastructure, information systems, legal expertise, and systems for monitoring leased assets. These high fixed costs, combined with contract maturation periods, can temporarily deteriorate performance indicators, particularly ROA, ROE, or the cost-to-income ratio CIR. However, in the long-run, the literature suggests that leasing has a positive effect on bank performance. Once the initial costs have been absorbed, leasing becomes a stable source of income, based on predictable contractual flows and often accompanied by collateral. From a theoretical perspective, this activity allows for greater diversification of revenue sources, a reduction in overall portfolio risk, and improved utilization of banking assets, resulting in a sustainable increase in profitability (Berger, 1995).

Concerning control variables, non-performing loans (C_Dout) represent loans that are more than 90 days past due, as defined by the Basel Committee on Banking Supervision (BCBS, 2017). These data are extracted from the database of the Central Bank of West African States (2024). Revenue diversification (Div_rev) refers to the share of revenue not related to lending or interest activities in total revenue. According to DeYoung and Rice (2004), it reflects a bank's ability to generate revenue from alternative sources, such as commissions, financial services, or market operations. Data from revenue diversification are taken from the Global Financial Development Database (GFDD, 2022). Missing observations were interpolated (Burden et Faires, 2011). The interest rate on deposits and loans are key variables in analysing the cost and revenue structure of banks. It reflects the remuneration offered to depositors and charged to borrowers and depends heavily on monetary policy and interbank competition (Diamond and Dybvig, 1983; Freixas and Rochet, 2008). Data come from the database of the Central Bank of West African States (2024).

Bank liquidity is a key determinant of banks' performance, as it determines their ability to meet their short-run commitments while continuing their intermediation activities. Bank liquidity ratio, generally measured as the ratio of liquid assets to total assets or liquid assets to deposits, reflects a bank's ability to cope with unexpected withdrawals and liquidity shocks. Bank liquidity ratios are extracted from Global Financial Development Database (GFDD, 2022) and missing observations were interpolated (Burden et Faires, 2011). From a theoretical perspective, an adequate level of liquidity reduces the risk of financial distress and improves depositor confidence, which supports bank performance. However, excessive liquidity can entail an opportunity cost, as liquid assets generally yield lower returns than loans. (Diamond, 2007).

The capital ratio, often measured by the ratio of equity to total assets or by the regulatory capital ratio, is also a key determinant of bank performance. Data on capital ratio come from the Central Bank of West African States database (2024). From a theoretical perspective, a high level of capitalization reduces the risk of bankruptcy and external financing costs, which can improve banking performance through a positive signalling effect and a reduction in risk premiums. However, excessive capitalization can limit leverage and reduce the return on asset. This theoretical tension between stability and profitability is at the heart of debates on banking regulation (Berger, 1995).

Bank market concentration is a structural factor influencing bank performance, often measured using indicators such as the Herfindahl-Hirschman Index (HHI) or the market share of the three or five largest banks. Market concentration data are extracted from Global Financial Development Database (GFDD, 2022) and missing observations interpolated (Burden et Faires, 2011). Two theoretical frameworks dominate the literature: the Structure–Conduct–Performance (SCP) hypothesis, which argues that greater concentration increases market power and profitability, and the Efficient-Structure-Hypothesis (ESH), which argues that the most efficient banks gain market share and become more profitable, regardless of concentration (Demsetz, 1973).

Finally, we also control for the level of per capita income as a proxy of countries macroeconomic conditions, taken from the World Development Indicators (WDI) database (2024).

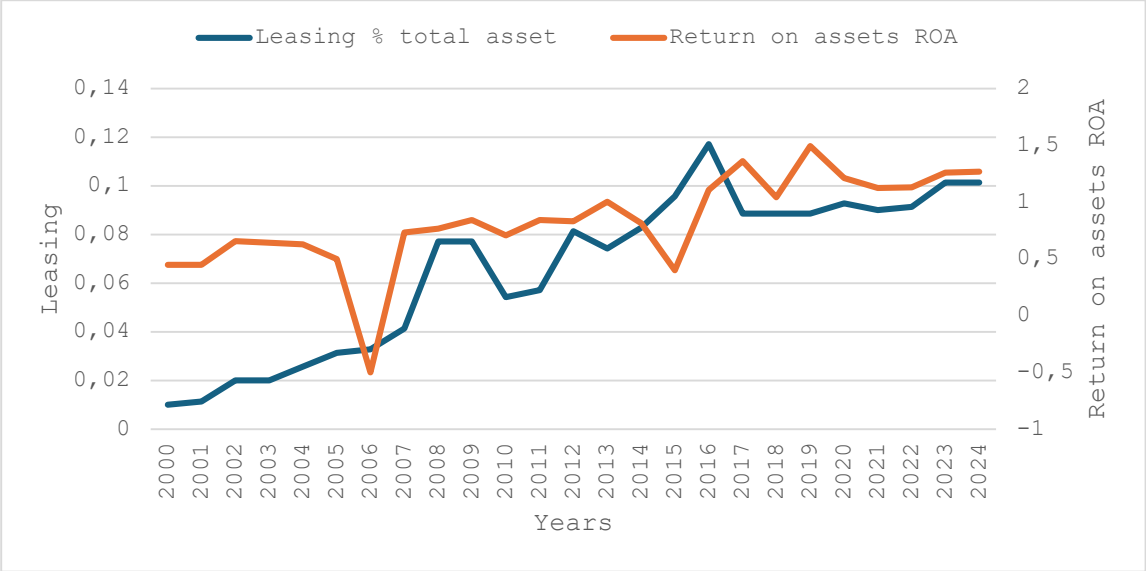
II.2 Stylized facts

II.2.1. Stylized facts on leasing and bank performance in WAEMU

Graph 1 depicts a joint evolution between leasing and return on assets ROA. It highlights upward trend in leasing in the WAEMU zone over the entire period, with a notable acceleration from 2006 onwards. This gradual increase reflects the growing integration of this instrument into the financing strategies of banking institutions, in response to the investment needs of SMEs and the authorities' desire to diversify credit methods. At the same time, the ROA shows a more irregular trend. Between 2000 and 2005, it remained relatively stable, fluctuating around 1%, which suggests moderate profitability. From 2006 onwards, a break was observed: ROA fell sharply, turning negative, while leasing began to grow rapidly. This divergence could reflect a phase of structural adjustment, with banks investing in new mechanisms (such as leasing) without the assets immediately generating sufficient returns.

Between 2007 and 2015, both curves followed an upward trend, although ROA remained more volatile. Leasing continued to expand, reaching around 0.10 points of total assets in 2015, while ROA gradually rose to stabilize at around 1.5%. This period can be interpreted as one of consolidation of leasing in bank portfolios, with a delayed effect on asset profitability.

Graph 1: Joint evolution of leasing and ROA in the WAEMU zone from 2000 to 2024

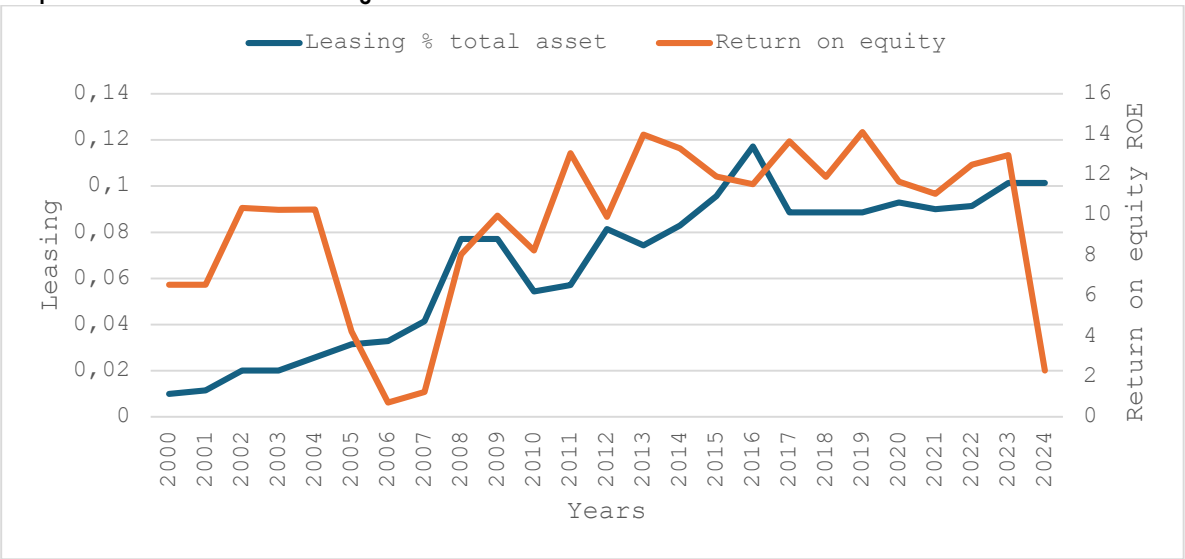


Source: Author, based on data from the Central Bank of West African States (2024).

Graph 2, highlights a dynamic marked by high variability of ROE, particularly in the early years, while leasing grew more gradually. This pattern suggests that, in the initial phase of leasing development, the investments made by banks did not generate immediate returns for shareholders. The increase in leasing seems to have been accompanied, initially, by downward evolution of ROE, reflecting high initial costs, increased capital requirements, and exposure to risks associated with setting up this activity.

From the mid-2000s onwards, a consolidation phase emerged, during which the growth of leasing gradually coincided with a more sustained improvement in ROE as with ROA. This development suggests that, organizational and financial adjustments have been made and leasing becomes a source of value creation for shareholders, generating more stable and better-controlled revenue streams.

Graph 2: Joint evolution of leasing and ROE in the WAEMU zone from 2000 to 2024

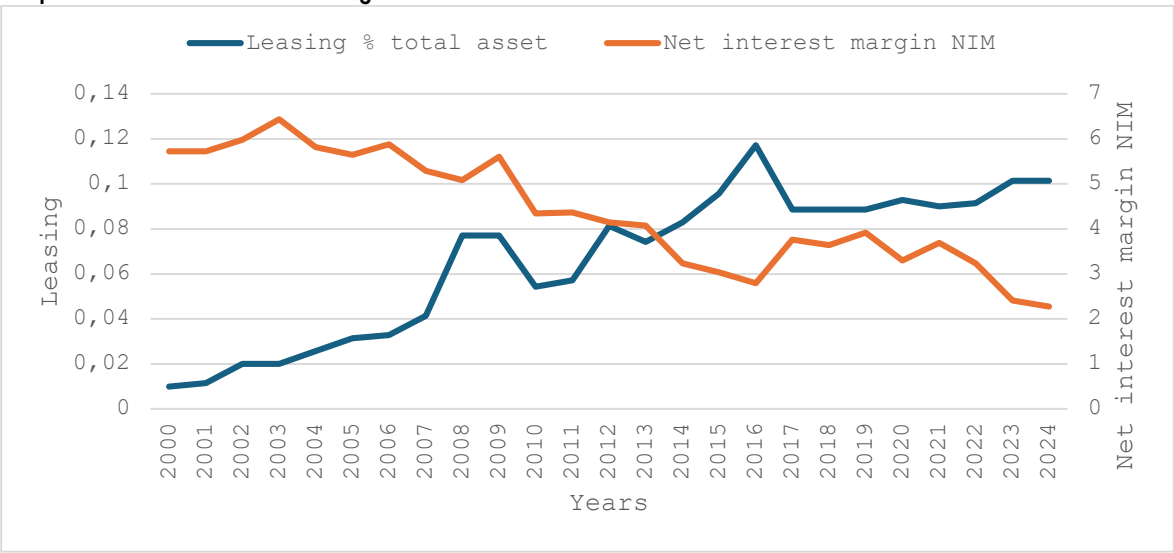


Source: Author, based on data from the Central Bank of West African States (2024).

Graph 3 emphasizes the evolution with net interest margin (NIM). Leasing has grown steadily, particularly since the mid-2000s, while NIM has been relatively downward. This suggests that the expansion of leasing does not immediately translate into a marked improvement in intermediation margins also. This result is consistent with earlier findings. The evolution with NIM confirms the specific nature of leasing, where revenues take the form of rental payments rather than traditional bank interest.

The downward evolution of NIM despite the increase in leasing indicates that this activity does partly erode existing margins in the short-run. Its effects in the long run, need to be confirmed by robust econometric estimation method.

Graph 3: Joint evolution of leasing and NIM in the WAEMU zone from 2000 to 2024



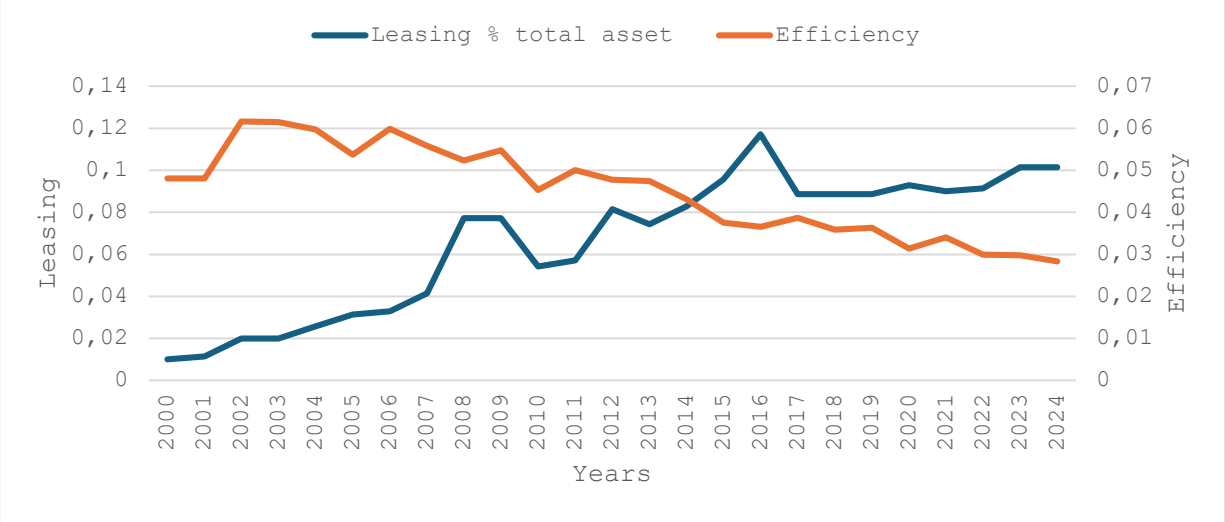
Source: Author, based on data from the West Africa Central Bank (2024).

Graph 4 highlights parallel evolution of leasing and banking efficiency in the WAEMU. Joint analysis of these two variables reveals contrasting dynamics that reflect gradual adjustments between investment strategies and the efficiency of credit institutions. Between 2000 and 2006, leasing grew moderately, from less than 0.02 to around 0.04 points of total assets, while banking efficiency remained relatively stable at around 0.06 percent. This stability can be interpreted as a phase of institutional learning, during which leasing began to be integrated into operational models without generating significant productivity gains; banks appeared to be testing this mechanism without

making any fundamental changes to their internal processes. From 2007 onwards, there was a marked acceleration in leasing, reaching 0.08 point of total assets in 2016. At the same time, banking efficiency began a steady decline, falling from 0.06 percent to less than 0.04 percent. This divergence suggests that the expansion of leasing was not accompanied by an effective reorganization of operational structures: the investments made may have led to adjustment costs, technical friction, or poor resource allocation, thereby reducing banks' ability to convert these additional volumes into efficiency gains.

Between 2017 and 2021, leasing stabilized at around 0.10 percent, while banking efficiency remained virtually stagnant at 0.035 percent. This phase reflects either a saturation of the positive effects of leasing or an insufficient organizational transformation of banks; despite a high level of investment, efficiency gains are not following, which can be explained by low digitization, managerial inertia, or insufficiently anticipated regulatory constraints. Finally, the recent period has seen a notable upturn in banking efficiency, reaching 0.06percent in 2024, even as leasing continues to grow. This upward convergence seems to indicate better integration of leasing into banking management models. It could be the result of optimized internal processes, improved risk monitoring and management tools, increased staff skills, and a strategic shift toward financial products that are better suited to the needs of SMEs and productive sectors.

Graph 4: Joint evolution of leasing and efficiency in the WAEMU zone from 2000 to 2024



Source: Author, based on data from Central Bank of West African States (2024) and GFDD (2022).

II.2.2 Leasing and bank performance heterogeneities at country level

Graph 5 highlights different trajectories between WAEMU countries in terms of the evolution of leasing and banking performance indicators. The country-by-country analysis provides a better understanding of the structural and institutional heterogeneities underlying the relationship between leasing and banking performance.

Benin

In Benin, leasing curve appears flat, albeit with a slight upward trend. This momentum seems to have been accompanied with a gradual improvement in bank performance indicators, particularly during the consolidation phase. However, as observed at the regional level, the early years of leasing expansion may coincide with some volatility in profitability such as ROE, reflecting organizational and financial adjustment costs. In the long-run, leasing appears to be integrating more effectively into the Beninese banking model, contributing to a stabilization of margins and returns (ROA).

Burkina Faso

In Burkina Faso, leasing curve appears higher than that of Benin even if flat also, linked to a more unstable economic and security environment. The expansion of leasing could limit its immediate effects on bank performance because of no observed variability. Profitability indicators here may rather reflect greater sensitivity to macroeconomic conditions rather than leasing. Leasing probably plays a complementary role, but its impact remains dependent on the overall macroeconomic and security environment rather than financial evolutions. ROE, NIM and ROA are also volatile.

Côte d'Ivoire

Côte d'Ivoire probably stands out for its more pronounced leasing dynamics, in line with the size of its banking sector and the weight of its economy within the Union. After an initial adjustment phase, the increase in leasing seems to be accompanied by a more visible improvement in performance indicators especially ROE. This development suggests a greater capacity to absorb initial costs and a more advanced financial market structure. Leasing appears to be a real lever for diversification and profitability in the medium and long run for shareholders in the Ivorian banking sector.

Mali

In Mali, the joint evolution of leasing and banking performance may be affected by a complex macro- security context. The expansion of leasing appears to be flat, and its effects on profitability may be delayed or mitigated. Banking performance indicators are therefore volatile notably ROE and NIM, reflecting increased exposure to systemic risks. Leasing still has potential for development in Mali, as it follows almost the same trend as ROA. However, its effectiveness depends heavily on macro-security conditions.

Niger

In Niger, the development of leasing appears to be relatively limited compared to the more diversified economies of the Union. The evolution of banking performance indicators seems to be influenced more by macroeconomic factors and security factors than by the expansion of leasing. Leasing effects on ROA and efficiency appear to be null, reflecting a process that is still not dependent on financial innovative instruments such as leasing.

Senegal

Senegal has a flat but higher level of leasing than in other WAEMU countries. Its temporal variability is low, but its initial level is higher than other WEAMU countries except Ivory Coast. Leasing level is however correlated with improvement in performance indicators, particularly ROA. Return on equity ROE is quietly volatile and net interest margin NIM also. In Senegal, the effect of leasing is on ROA rather than ROE as in Ivory Coast. All these reflects sound heterogeneities between countries in term of evolution and importance of leasing and its effects on bank performance.

Togo

In Togo, the trajectory appears to be intermediate. Leasing grows steadily, and its effects on bank performance indicators may be pronounced on efficiency that has the same trend as leasing. ROA, ROE and NIM are quite volatile.

Graph 5: Joint evolution by countries

Source: Author, based on data from Central Bank of West African States (2024) and GFDD (2022).

III. Empirical framework

This section introduces the methodological approach used in this paper. We present the econometric specification and the estimation strategy.

III.1 Model specification and econometric strategy

We present the empirical model used in our analysis. Our main objective is to analyze the effect of leasing on bank performance in WAEMU zone. More specifically, we first examined the effect of leasing on bank return on assets ROA and then studied for sensitivity analysis, its effect on other performance indicators such as ROE, NIM and efficiency. We present below the candidate models for our estimation.

Baseline estimate

$$ROA_{it} = \alpha_0 + \beta_1 C_LEASE_{it} + \beta_2 C_DOUT_{it} + \beta_3 DIV_REV_{it} + \beta_4 T_DEPOSITS_{it} + \beta_5 T_LOANS_{it} + \beta_6 LIQ_{it} + \beta_7 MC_{it} + \beta_8 CR_{it} + \beta_9 GDP_Capita_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Sensitivity analyses

$$ROE_{it} = \alpha_0 + \beta_1 C_LEASE_{it} + \beta_2 C_DOUT_{it} + \beta_3 DIV_REV_{it} + \beta_4 T_DEPOSITS_{it} + \beta_5 T_LOANS_{it} + \beta_6 LIQ_{it} + \beta_7 MC_{it} + \beta_8 CR_{it} + \beta_9 GDP_Capita_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$NIM_{it} = \alpha_0 + \beta_1 C_LEASE_{it} + \beta_2 C_DOUT_{it} + \beta_3 DIV_REV_{it} + \beta_4 T_DEPOSITS_{it} + \beta_5 T_LOANS_{it} + \beta_6 LIQ_{it} + \beta_7 MC_{it} + \beta_8 CR_{it} + \beta_9 GDP_Capita_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$EFFICIENCY_{it} = \alpha_0 + \beta_1 C_LEASE_{it} + \beta_2 C_DOUT_{it} + \beta_3 DIV_REV_{it} + \beta_4 T_DEPOSITS_{it} + \beta_5 T_LOANS_{it} + \beta_6 LIQ_{it} + \beta_7 MC_{it} + \beta_8 CR_{it} + \beta_9 GDP_Capita_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Where ROA_{it} ROE_{it}, NIM_{it} and $Efficiency_{it}$ denote dependent variables of bank performance: we explain bank performance by C_lease which represents the share of leasing in total bank assets, C_Dout calls for non-performing loans that affects bank performance, Div_rev is the variable of revenue diversification, T_deposits represents interest rates on deposits, T_loans, interest rates on loans, LIQ bank liquidity ratio, MC market concentration, CR capital ratio and GDP_capita is the variable of per capita GDP to capture macroeconomic conditions.

III.2 Unit root test, cross-section dependence and cointegration analyses

III.2.1 Cross-sectional dependence

In panel data analyses with large time dimension, the presence of inter-individual dependence can bias traditional unit root tests and lead to biased inferences. Before testing the stationarity of variables, it is therefore necessary to examine the existence of cross-section dependence between units within the panel. To this end, the cross-section dependence test proposed by Breusch and Pagan (1980) is commonly used when the time dimension is relatively large greater than the number of individuals (T > N). This test is based on the sum of the squares of the residual correlations between cross-sectional units and allows the null hypothesis of inter-individual independence to be tested. In the presence of common shocks or interactions between countries, rejection of the null hypothesis indicates that the panel units are not independent, thus justifying the use of second-generation methods (Baltagi, 2008).

When cross-section dependence is detected, first-generation unit root tests, such as Levin, Lin, and Chu (2002) or Im, Pesaran, and Shin (2003), become inappropriate. To overcome this limitation, Pesaran (2003) proposes the CIPS (Cross-sectionally Augmented IPS) unit root test, which extends the IPS test by explicitly incorporating cross-section dependence through the inclusion of cross-sectional means of the levels and first differences of the variable under study. This approach allows for the control of unobserved common factors that may simultaneously affect all units in the panel, thus making the test robust to inter-individual dependence.

Pesaran's (2003) CIPS test is based on the estimation of ADF equations augmented by cross-sectional means, known as CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller) models. Author shows that the mean of the individual CADF statistics converges to a non-standard asymptotic distribution, for which critical values are provided. This test is particularly suitable for macroeconomic and financial panels characterized by a moderate number of cross-sectional units and common dependence, as is often the case in banking studies (Pesaran, 2003; Chudik and Pesaran, 2015).

Pesaran (2007) extends this approach by proposing a general framework for testing cross-sectional dependence CD test in large panels. Pesaran (2007) shows that the CD test is valid even when the number of units and the time dimension are high, making it a standard tool in recent banking and macro-financial panel analyses. Although the test is primarily designed to detect cross-sectional dependence, it provides an essential methodological foundation for the application of second-generation unit root tests (Pesaran, 2007).

In the empirical literature when the specific effect is fixed, combining the Breusch-Pagan inter-individual dependence test with Pesaran's (2003, 2007) unit root tests has become standard practice to ensure the robustness of results. Several studies in banking and financial economics with unobserved specific fixed effect, adopt this methodological sequence to take into account common shocks, regional interdependencies, and systemic effects, thereby strengthening the validity of econometric inferences (Pesaran, 2007; Chudik and Pesaran, 2015).

III.2.2 Unit root tests

In longitudinal panel data, cross-sectional dependence between units is common due to shared shocks, institutional interconnections, or shared macroeconomic factors. When this dependence is present, first-generation unit root tests, which assume inter-individual independence, become invalid and can lead to biased conclusions. In order to explicitly take this data characteristic into account, the literature recommends the use of second-generation unit root tests, developed to be robust to cross-sectional dependence (Pesaran, 2003, 2007).

In this context, Pesaran (2003) proposes the Cross-sectionally Augmented IPS (CIPS) unit root test, which extends the traditional IPS test by incorporating the effects of unobserved common factors. The central idea is based on augmenting individual Dickey-Fuller equations with cross-sectional means of the levels and first differences of the variable under study, which allows for controlling for cross-sectional dependence induced by common shocks. This test is now one of the most widely used in empirical studies in banking and financial economics.

Formally, the test is based on the estimation, for each unit $\boldsymbol{i = 1, \ldots \ldots, N}$ of the following CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller) model:

$$\Delta \boldsymbol{Y_{it}} = \boldsymbol{\alpha_i} + ß_i \boldsymbol{Y_{it-1}} + \boldsymbol{\lambda_i} \overline{\boldsymbol{Y}}_{\boldsymbol{t-1}} + \boldsymbol{\tau_i} \boldsymbol{\Delta} \overline{\boldsymbol{Y}}_{\boldsymbol{t}} + \sum_{k=1}^{p} \emptyset_{ik} \Delta \boldsymbol{Y_{it-k}} + \varepsilon_{it}$$

Where $\boldsymbol{Y_{it}}$ denotes the dependent variable, $\overline{\boldsymbol{Y}}_{\boldsymbol{t}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{Y_{it}}$ represents the cross-sectional mean, and ε_{it} is an idiosyncratic error term. The null hypothesis of the test is the existence of a unit root, formulated as: $\boldsymbol{H_o}$: $ß_i$=0 for all units, against the alternative hypothesis that at least a fraction of the units is stationary.

The CIPS test statistic is then constructed as the simple mean of the t-statistics associated with the coefficients $ß_i$ estimated in the individual CADF equations:

$$\boldsymbol{CIPS} = \frac{\boldsymbol{1}}{\boldsymbol{N}} \sum_{\boldsymbol{i=1}}^{\boldsymbol{N}} \boldsymbol{t_i}(ß_i)$$

Pesaran (2003) shows that this statistic converges towards a non-standard asymptotic distribution, for which he provides, simulated critical values. Rejection of the null hypothesis indicates that the variable is stationary for at least a significant proportion of the panel units, even in the presence of cross-sectional dependence.

Pesaran (2007) completes this methodological framework by proposing a general test of cross-sectional dependence, known as the CIPS (Cross-sectionally Augmented IPS) test, which is based on the mean of the bilateral correlations of the residuals and can effectively detect the presence of common factors in large panels. The explicit recognition of this dependence fully justifies the use of the CIPS test and, more broadly, approaches based on cross-sectional mean augmentation. In recent empirical literature, the use of the CIPS test has become standard practice in analyses of banking performance, financial stability, and macroeconomic finance. Chudik and Pesaran (2015) show that unit root tests based on common factor augmentation offer superior robustness in environments characterized by high financial integration.

Finally, we would refer to the first generation unit root test Im-Pesaran-Shin (2003) if cross section dependence is not validated in our dataset.

III.2.3 Cointegration tests

In panel data analyses applied to banking and finance, cointegration makes it possible to identify the existence of a long-run equilibrium relationship between non-stationary variables. However, when the panel units are affected by common shocks or structural interdependencies, the assumption of cross-sectional independence, implicit in first-generation tests, becomes untenable. Ignoring this dependence can lead to an erroneous rejection of the null hypothesis of non-cointegration. The methodological literature therefore recommends the use of cointegration tests that are robust to cross-sectional dependence, in particular those proposed by Pedroni (2004) and Westerlund (2008), which are now standard references (Pesaran, 2007).

Pedroni's cointegration tests (1999, 2004) are based on the estimation of heterogeneous long-run relationships between panel units and on the analysis of the stationarity of the residuals. The basic cointegration model can be written as follows:

$$\boldsymbol{Y_{it}} = \boldsymbol{\alpha_i} + \boldsymbol{\psi_i} \mathbf{t} + ß'_i \boldsymbol{X_{it}} + \varepsilon_{it}$$

Where $\boldsymbol{Y_{it}}$ and $\boldsymbol{X_{it}}$ are integrated variables of order one $ß_i$ is a vector of coefficients specific to each unit, and ε_{it} represents the error term. The null hypothesis of Pedroni's tests is the absence of cointegration, which implies that the residuals ε_{it} contain a unit root.

Based on this specification, Pedroni (2004) develops seven test statistics, divided into two categories: within-dimension statistics (panel-v, panel-rho, panel-PP, and panel-ADF), which assume a common autoregressive coefficient under the alternative hypothesis, and between-dimension statistics (group-rho, group-PP, and group-ADF), which allow for complete heterogeneity between units. These statistics are constructed from Phillips-Perron or ADF tests applied to the estimated residuals, and asymptotically follow a standard normal distribution after normalization. Although widely used, these statistics assume strict inter-individual independence, which limits their validity in the presence of cross-sectional dependence (Pedroni, 2004).

To overcome this limitation, Westerlund (2008) proposes an alternative approach based on error correction models, which directly tests for the existence of a mechanism of adjustment toward long-run equilibrium. The general framework of the test can be formulated as follows:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \emptyset_i(y_{i,t-1} - \theta x_{i,t-1}) + \sum_{j=0}^{p} \lambda_{ij}\, \Delta y_{i,t-j} + \sum_{k=0}^{q} \delta_{ik}\, \Delta x_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Where the parameter $\emptyset_i$ measures the speed of adjustment toward long-run equilibrium. The null hypothesis of Westerlund's tests is the absence of cointegration, i.e., $\emptyset_i$ =0 for all units, while the alternative hypothesis allows for cointegration for at least a fraction of the panel.

Westerlund (2008) proposes four test statistics: two group-type statistics (G_t and G_a) which test for the existence of cointegration for at least one individual unit, and two panel-type statistics (P_t and P_a) which test cointegration for the entire panel. One of the main advantages of this approach is that it allows us to obtain critical values that are robust to cross-sectional dependence using bootstrap procedures, making these tests particularly suitable for banking and macro-financial panels characterized by unobserved common factors. Recent empirical literature largely favours Westerlund's tests when cross-sectional dependence is evident, due to their structural basis and robustness. Chudik and Pesaran (2015) show that error correction-based approaches offer better asymptotic properties in the presence of persistent common factors.

We would refer to first generation co-integration tests Kao (1999), if cross section dependence is not validated in our dataset.

III.3 The Mean Group (Pesaran and Smith, 1995) and Pooled Mean Group (Pesaran, Shin, and Smith, 1999) estimation methods

The Mean Group (MG) and Pooled Mean Group (MPG) methods are part of the econometric literature on the estimation of dynamic panel models. They were developed respectively by Pesaran and Smith (1995) and then by Pesaran et al., (1999) in the context of analyzing Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models applied to panels with a large number of time observations, denoted T, and a moderate number of cross-sectional units, denoted N. In this context, the index i ∈ {1, 2…N} represents a cross-sectional unit (such as a country, company, or region), while the index t ∈ {1, 2…T} indicates a time period (such as a year, quarter, or month). A high value of T is generally considered when the time dimension is large enough to allow for an accurate estimation of the dynamics specific to each unit, often when T exceeds 20 or 30 periods. Conversely, N is considered moderate if it is between 10 units, which makes it possible to take into account the heterogeneity of each unit while preserving the econometric feasibility of the model.

These methods make it possible to simultaneously model the long-run relationship between variables and short-run dynamics, while integrating individual heterogeneity.

III.3.1 The Mean Group estimator (Pesaran, Shin, and Smith, 1995)

The Mean Group method was introduced by Pesaran and Smith (1995) to account for heterogeneity between units in dynamic panel models. Its principle is based on the separate estimation, for each unit in the panel, of an ARDL (p, q) model or its representation in the form of an error correction model (ECM). For a unit i, the ARDL model can be written as follows

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{k=1}^{q} \delta_{ik} \Delta x_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Where y_{it} is the dependent variable, $x_{i,t-k}$ are the regressors, μ_i is the fixed effect at unity, and ε_{it} is the idiosyncratic error term. The MG approach does not constrain the coefficients φ_{it} and β_{ik} to be identical between units, thus allowing short-run and long-run relationships to vary freely. After unit estimation, the panel parameters are obtained by taking the simple arithmetic mean of the coefficients estimated for each unit. This method has the advantage of being robust to actual heterogeneity between units and avoiding biases resulting from the imposition of artificial homogeneity. However, it may be less effective if long-run relationships are in fact common, as it does not take advantage of shared information. Furthermore, it requires a sufficient number of time observations to ensure the stability of the unit estimators.

III.3.2 The Pooled Mean Group estimator (Pesaran, Shin, and Smith, 1999)

The Pooled Mean Group (PMG) estimator is an intermediate approach between strict homogeneity and complete heterogeneity. It is based on the assumption that long-run coefficients are common to all units, while short-run dynamics, constants, and error variances are allowed to vary.

The PMG estimator is notable for its ability to reconcile short-run heterogeneity between units with long-run homogeneity in economic behaviour. In other words, it allows us to assume that banks may react differently to short-run shocks (e.g. in terms of margins, deposit structure or credit risk), while sharing a common long-run relationship between leasing and bank performance. This assumption is particularly realistic in the banking context of the WAEMU, where financial institutions, although diverse, are subject to uniform accounting, prudential and regulatory standards (Banking Commission, Basel II/III frameworks). Thus, the use of the PMG allows for robust and economically interpretable long-run estimates, while capturing the differentiated short-run adjustment dynamics between banks.

The ARDL (p, q) model is formulated in its error correction form as the following:

$$\Delta y_{it} = \emptyset_i \left(y_{i,t-1} - \theta x_{i,t-1}\right) + \sum_{j=0}^{p} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{k=0}^{q} \delta_{ik} \Delta x_{i,t-k} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Where Yit: Banking performance measure (ROA, ROE, NIM and Efficiency)

Xit : leasing volume or leasing/total assets ratio

ϕi : speed of adjustment towards long-run equilibrium

θ: long-run coefficients (common to all banks according to the PMG hypothesis)

The choice between MG and PMG estimators is generally based on a Hausman test, which assesses the validity of the homogeneity restriction of long-run coefficients. If the null hypothesis of homogeneity is not rejected, the PMG estimator is preferred because of its efficiency.

However, if this hypothesis is rejected, the MG estimator is more appropriate because it remains consistent in the presence of structural heterogeneity (Pesaran et al., 1999).

III.4 The endogeneity of leasing activities

A fundamental aspect behind the analysis of causality in the relationship between leasing and banks performance is the presence of omitted factors that simultaneously influence a bank's profitability and its decision to engage intensively in the leasing market. Several microeconomic behavioural variables could not be captured in this analysis, creating a bias of omitted variables in the model. This is a source of endogeneity. There is also simultaneity between leasing and banks performance in the sense that leasing affects banks performance, but on the other hand, a bank's overall financial performance determines its ability to raise funds and grant loans, thus directly influencing the volume of its leasing portfolio. This simultaneity is a potential source of endogeneity. A more profitable bank has more capital to finance leased assets and can afford to take calculated risks to gain market share. From this observation, it follows that the causal effect between the importance of leasing and performance is subject to a double causality bias.

Therefore, we need to use robust identification techniques, such as the instrumental variables method, to isolate the exogenous variation in leasing and estimate its net causal impact on performance. The ideal instrument must be correlated with the bank's level of leasing but only affect its profitability through this channel, and not through any other direct channel.

In the present study, we instrument a bank's leasing volume with the existence of a law regulating leasing activities in the country, as it affects the extent to which banks can engage in leasing activities and this law is primarily not implemented for any profitability reason. It can only affect profitability indirectly through leasing and not directly, thus complying with the exclusion condition (Vig, 2013).

IV. RESULTS AND DISCUSSIONS

IV. 1 Baseline estimate: the effect of leasing on bank profitability

Table 1 explores the relationship between leasing and bank profitability by controlling for other banks performance factors. This analysis aims to understand the extent to which banks leasing activities can affect their profitability, while taking into account various control variables.

The results from the PMG and MG estimates highlight the existence of a long-run relationship between banking performance, measured by ROA, and other control factors. The error correction term coefficient is negative and highly significant in both specifications, confirming the validity of the cointegration relationship. More specifically, deviations from long-run equilibrium are corrected by 85.5% in the PMG model and 131.3% in the MG model in each period, reflecting a rapid adjustment of bank profitability towards its equilibrium level after a shock.

With regard to the variable of interest, leasing (C_lease), the results reveal a clear distinction between short-run and long-run dynamics. In the short-run, the coefficient associated with leasing is not statistically significant in either the PMG or MG estimates, indicating that the development of this activity does not immediately translate into improved bank profitability.

This lack of effect can be explained by the initial costs associated with setting up leasing contracts, administrative and legal expenses, and the time lag between the granting of financing and the actual generation of income. On the other hand, in the long-run, the estimate highlights a positive, and highly significant effect of leasing on ROA. This result suggests that leasing is a structural lever for banking performance, enabling banks to diversify their sources of income, reduce their dependence on traditional loans, and benefit from guarantees backed by real assets. Leasing thus contributes to a sustainable improvement in profitability by enhancing the effectiveness of financial intermediation. The lack of significance in the MG estimate highlights the heterogeneity of behaviour between banks and countries, which reinforces the relevance of the PMG framework for capturing a common long-

run relationship.

Our results align with the work of Andrikopoulos et al. (2022), who show that leasing activities improve the profitability of American banks through better revenue diversification and a reduction in credit risk. It also matches the findings of Bülbül and Noth (2010), who highlight a positive impact of leasing volume on the profitability of German banks, as well as those of Kelly et al. (2013), who found that banks engaged in leasing finance show better financial performance than other banks. Nonetheless, the lack of short-run effect still represents an interesting contribution to previous studies showing that the initial costs related to setting up leasing contracts, asset-tracking systems, and organizational adjustments delay leasing's performance gains. This result helps reconcile the mixed findings observed in the literature, notably those of Hassan and Shehu (2008) and Kabiru (2019), who did not find a significant effect of leasing on bank performance in Nigeria.

Non-performing loans (C_Dout) have a negative and statistically significant effect on long-run bank profitability, while their short-run impact remains insignificant. This result is consistent with theoretical predictions and empirical literature, insofar as a deterioration in the quality of the loan portfolio increases provisions for losses, reduces net income, and weakens the financial performance of banks. The essentially long-run effect suggests that the consequences of non-performing loans materialize gradually, as defaults accumulate and have a lasting impact on the balance sheet structure.

Bank liquidity (LIQ) has a negative long-run effect. In the long-run, this effect suggests that excess liquidity may reflect an inefficient allocation of resources that comes to the detriment of revenue-generating activities.

The capital adequacy ratio (CAR) has a positive and significant effect in the long-run. In the long-run, stronger capitalization improves banks' resilience, reduces financing costs, and supports sustainable performance.

Finally, banking market concentration (Market_Conc) has a positive and highly significant effect in the long-run, suggesting that banks operating in more concentrated markets benefit from greater market power, higher margins, and superior profitability.

The Hausman test performed in the annex shows that PMG model is more suitable for our estimated effects.

Table1: Baseline estimates

	PMG		MG	
VARIABLES	ROA		ROA	
	Short run	**Long run**	**Short run**	**Long run**
EC		-0.855***		-1.313***
		(0.173)		(0.307)
C_lease	-7.911	5.451***	9.574	123.8
	(19.53)	(0.921)	(9.307)	(140.8)
C_Dout	-0.0927	-0.170***	0.362	-0.441
	(0.0699)	(0.0538)	(0.394)	(0.411)
Div_rev	0.00518	-0.00145	0.0624*	0.00380
	(0.0106)	(0.00653)	(0.0350)	(0.0414)
T_Deposits	0.124	0.0886	-0.746**	0.641
	(0.116)	(0.0662)	(0.365)	(0.889)
T_Loans	-0.0565	0.0303	0.237	-0.213
	(0.0543)	(0.0638)	(0.256)	(0.179)
LIQ	0.00127	-0.0158*	0.0608*	0.136
	(0.0211)	(0.00830)	(0.0357)	(0.134)
CAR	-0.00680	0.0311**	-0.207**	-0.249
	(0.0357)	(0.0149)	(0.101)	(0.322)
Market_Conc	-0.00895	0.0127***	0.0691	0.0172
	(0.00830)	(0.00418)	(0.0521)	(0.0651)
Log(GDP_capita)	1.198	0.128	-2.618	1.227
	(1.426)	(0.193)	(3.818)	(0.992)
Constant	-0.913***		3.582	
	(0.309)		(11.38)	
Observations	168	168	168	168

Standard errors in parentheses
Note: (**) represents significance at the 5% threshold.

Source: Author based on data from WDI (2024), WACB (2024) and GFDD (2022)

IV.2 Capturing banks' exposure to government securities (investments in government securities as a percentage of bank total assets)

In this PMG specification (Table 2) incorporating investments in government securities (Gov_securities), the results confirm a differentiated dynamic for leasing depending on the time horizon. In the short-run, the coefficient associated with C_lease is negative and significant, indicating that the expansion of leasing may temporarily weaken bank profitability as measured by ROA. Consistently, this result suggests the existence of short-run joint mechanisms whereby banks' involvement in government financing through securities, weakens the effect of leasing on bank profitability even if this effect does not hold in the long-run. In a short-run, when a bank is largely involved in public securities financing, cross-effects between balance sheet structure, resource allocation, and managerial incentives can explain the negative effect of leasing on bank profitability.

First, an internal crowding-out effect may occur: government securities, characterized by low risk weighting, high liquidity, and relatively certain returns, mobilize a significant portion of financial resources and regulatory capital. This allocation favours low-risk assets at the expense of leasing, which requires more operational monitoring, specific skills, and economic capital. In the short-run, this reallocation reduces bank's ability to effectively develop leasing operations, thereby limiting the immediate generation of income associated with this activity.

Second, excessive exposure to government securities can lead to a margin substitution effect. Income from government securities, although more stable, is generally lower than the potential margins from leasing.

However, their low volatility encourages banks to adopt a more conservative strategy, reducing the commercial intensity and risk-taking necessary for leasing to become profitable. In this context, the fixed and administrative costs associated with setting up leasing contracts are not offset in the short-run, which has a negative impact on overall profitability.

In addition, liquidity and timing effects may also come into play. Government securities immediately improve balance sheet liquidity and generate predictable income streams, while leasing involves a time lag between the initial commitment of funds and the actual collection of lease payments. When banks favour government securities, the pressure to quickly optimize short-run profitability decreases, which can delay the optimal exploitation of the leasing portfolio and reduce its immediate positive impact on ROA.

In the long-run, however, leasing has a positive, and highly significant effect on ROA, confirming that it is a structural lever for improving bank profitability. This positive relationship reflects the ability of leasing to generate stable and relatively secure revenue streams backed by real assets, while strengthening the diversification of intermediation activities.

Table 2: Taking into account banks' exposure to government securities

		PMG
VARIABLES		ROA
	Short run	**Long run**
EC		-0.768***
		(0.189)
C_lease	-24.95*	6.719***
	(15.10)	(1.591)
C_Dout	-0.0422	-0.226***
	(0.0888)	(0.0380)
Div_rev	0.000189	-0.00915*
	(0.00371)	(0.00532)
T_Deposits	-0.368	0.208***
	(0.270)	(0.0621)
T_Loans	0.0636	0.0158
	(0.0790)	(0.0417)
LIQ	0.00229	-0.00916
	(0.0140)	(0.00741)
CAR	0.0496	0.0563***
	(0.0347)	(0.00835)
Market_Conc	-0.00305	0.00136
	(0.00565)	(0.00351)
Log(GDP_capita)	0.715	0.0531
	(0.927)	(0.155)
Gov_securities	0.00525	0.0441***
	(0.0248)	(0.00611)
Constant	-0.905***	
	(0.335)	
Observations	168	168

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source: Author based on data from WDI (2024), WACB (2024) and GFDD (2022)

IV.3 Sensitivity analysis: changing the performance variable

In this section, we test for other profitability measures that respond well to leasing, as sensitivity analysis. In accordance with the established method, we replace in Table 3 the dependent variable with other performance indicators namely return on equity (ROE), net interest margin (NIM) and bank efficiency (Efficiency). The efficiency indicator here assesses a cost to income ratio, where an efficient bank is supposed to minimize its operational costs while maximizing revenue or income.

With regard to leasing (C_lease), the results reveal different effects depending on the performance indicator and time horizon. In the short-run, leasing has no statistically significant effect on efficiency, ROE, or NIM, suggesting that its development does not immediately translate into performance gains. This lack of short-run impact can be explained by the initial costs associated with structuring leasing contracts, valuing the assets financed, and setting up legal and accounting arrangements. In the long-run, leasing does not significantly affect efficiency or ROE, but has a positive and highly significant effect on NIM. At this step, our result indicates that leasing mainly contributes to a sustainable improvement in interest margins by generating regular and relatively secure interest income backed by tangible assets.

Table 3: Results of the sensitivity test in PMG: efficiency, return on equity and net interest margin

	PMG					
VARIABLES	Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run
EC		-0.552***		-0.745***		-0.320
		(0.153)		(0.128)		(0.196)
C_lease	2.191	0.0472	-59.79	16.79	-13.10	3.631***
	(2.459)	(0.0852)	(92.26)	(16.50)	(25.09)	(1.205)
C_Dout	0.0162**	0.0110***	-1.720	-1.133*	0.0130	0.137***
	(0.00683)	(0.00419)	(1.540)	(0.670)	(0.0539)	(0.0477)
Div_rev	0.00174	0.00187***	0.0372	-0.122	-0.05***	-0.06***
	(0.00125)	(0.000588)	(0.127)	(0.118)	(0.0176)	(0.00802)
T_Deposits	-0.00204	0.00279	-1.478	0.681	-0.264	1.651***
	(0.0132)	(0.00803)	(2.105)	(1.035)	(0.198)	(0.0946)
T_Loans	-0.00536***	0.00558	-0.178	-0.979	-0.0369	-0.46***
	(0.00182)	(0.00759)	(0.463)	(0.831)	(0.0846)	(0.0932)
LIQ	0.000725	0.00280***	-0.236	-0.0542	0.0293**	-0.028**
	(0.00147)	(0.00101)	(0.176)	(0.158)	(0.0119)	(0.0140)
CAR	-0.00595	-0.00267***	1.581***	-0.0973	0.103***	-0.02***
	(0.00488)	(0.000684)	(0.561)	(0.219)	(0.0211)	(0.00913)
Market_Conc	0.000887	-0.00142***	-0.140	-0.00043	-0.00982	-0.01***
	(0.00105)	(0.000408)	(0.129)	(0.0591)	(0.00858)	(0.00411)
Log(GDP_capita)	0.0150	0.0779***	0.267	-0.958	0.0289	-3.85***
	(0.118)	(0.0302)	(9.187)	(3.587)	(0.883)	(0.378)
Constant	0.00269		19.74***		7.978	
	(0.0207)		(3.191)		(4.988)	
Observations	168	168	168	168	168	168

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source: Author based on data from WDI (2024), WACB (2024) and GFDD (2022)

IV.4 Treatment of the endogeneity of leasing using DFE

In order to mitigate potential endogeneity issues that could affect the estimation of the effect of leasing, this section presents a complementary identification strategy based on Dynamic Fixed Effects (DFE) estimator that allows avoiding correlation of explanatory variable with unobserved dynamic fixed effects.

Table 4 presents the results of the Dynamic Fixed Effects (DFE) estimation, formulated as a dynamic fixed effects error correction equation, which blocks the correlation between the leasing variable and the error term. This approach is used for methodological comparison purposes, in order to test the robustness of the results obtained with the PMG model and to verify the stability of long-run relationships. In the long-run, leasing (C_lease) has a positive and statistically significant effect on bank profitability indicators such as ROA and ROE. This finding is consistent with previous PMG estimates and confirms the role of leasing as a structural lever for bank performance. An additional result is also that, with regard to net interest margin (NIM), DFE estimates indicate that leasing has no significant effect in the long-run. This result is consistent with the real nature of leasing, where revenues take the form of rent rather than interest in strict sense. Thus, the impact of leasing on banking performance does not really come through a change in the structure of intermediation margins, but rather through an increase in overall profitability and non-interest income.

In terms of banking efficiency, DFE estimates show that leasing has no statistically significant effect in either the short or long-run. This result indicates that the improvement in profitability associated with leasing does not come from gains in operational efficiency or cost reductions, but rather from diversification of revenue sources. In other words, leasing appears to be a complementary activity that increases banking income without structurally changing the level of technical efficiency of institutions.

Overall, these results suggest that leasing is a profitable long-run diversification strategy, but one whose positive effects only materialize after a short-run adjustment period. Banks must therefore have sufficient organizational capacity to absorb the initial costs in order to fully reap the benefits of leasing on long-run banking performance.

Table 4: Endogeneity by using DFE estimator

	DFE							
VARIABLES	ROA		Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run
EC		-1.039***		-0.390***		-0.941***		-0.726***
		(0.0901)		(0.0652)		(0.0861)		(0.0752)
C_lease	-1.284	3.787***	0.215	0.00186	-24.50	33.61*	-0.677	0.409
	(1.955)	(1.200)	(0.151)	(0.248)	(25.91)	(17.55)	(1.646)	(1.465)
C_Dout	0.0389	-0.254***	0.0147**	0.00228	-0.470	-2.144***	-0.110*	0.154**
	(0.0783)	(0.0524)	(0.00609)	(0.0110)	(1.042)	(0.765)	(0.0659)	(0.0632)
Div_rev	0.0158	-0.0155	5.78e-05	0.00107	-0.197	-0.0354	-0.00325	-0.0759***
	(0.0103)	(0.00949)	(0.000801)	(0.00196)	(0.137)	(0.139)	(0.00949)	(0.0115)
T_Deposits	-0.0742	-0.0155	-0.0135	0.00695	0.292	1.370	-0.244**	0.675***
	(0.133)	(0.0901)	(0.0104)	(0.0186)	(1.776)	(1.312)	(0.116)	(0.108)
T_Loans	0.143**	-0.147*	-0.00413	-0.00114	0.0428	-0.880	-0.0950*	0.0616
	(0.0601)	(0.0862)	(0.00470)	(0.0173)	(0.796)	(1.226)	(0.0511)	(0.102)
LIQ	-0.00616	-0.00159	0.00191*	-0.000456	-0.0728	0.0124	0.0195*	-0.00653
	(0.0130)	(0.0123)	(0.00101)	(0.00255)	(0.172)	(0.181)	(0.0110)	(0.0149)
CAR	-2.52e-05	0.0563***	-0.000908	0.00144	0.303	0.163	0.0561***	0.00169
	(0.0185)	(0.0158)	(0.00142)	(0.00329)	(0.243)	(0.233)	(0.0157)	(0.0193)
Market_Conc	0.00599	-0.00260	0.000443	-0.0026**	-0.102	-0.0677	-0.0170***	-0.00464
	(0.00604)	(0.00565)	(0.000475)	(0.00117)	(0.0806)	(0.0825)	(0.00511)	(0.00683)
Log(GDP_capita)	0.481	0.198	0.0831	-0.0968	3.057	3.355	2.591***	-1.988***
	(0.822)	(0.298)	(0.0637)	(0.0610)	(10.89)	(4.320)	(0.699)	(0.356)
Constant	1.462		0.530**		-7.714		11.45***	
	(2.909)		(0.243)		(38.28)		(2.710)	
Observations	168	168	168	168	168	168	168	168

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

IV.5 Correction of endogeneity using instrumental variables in fractional logit for efficiency variable

Concerning the efficiency variable, we need to deepen the effect of leasing on bank efficiency since this variable is a continuous by bounded dependent variable that lies between 0 and 1, and needs appropriate identification strategy.

In Table 5, we perform fractional logistic regression of the variable efficiency after treatment to correct for potential endogeneity. As said earlier, the efficiency variable is, by definition, constrained in the interval [0,1], and the use of a standard linear model such as the OLS to model such a variable is econometrically inappropriate. As demonstrated by Papke and Woodbridge (1996), least squares estimation on a variable expressed as a percentage, can yield inconsistent forecasts exceeding the interval [0,1], so biased and unreliable estimation. To address this issue rigorously, econometric literature recommends the use of nonlinear model, the reference method being fractional response model introduced by Papke and Wooldridge (1996), which, using a logistic link function, naturally constrains the predictions to the interval [0,1].

To address potential endogeneity bias related to the leasing variable, this study employs Control Function Method (Wooldridge, 2015). This method involves first estimating the equation of the potentially endogenous variable using a valid instrument, and then incorporating the resulting residuals into the main bank performance equation. If the coefficient associated with the residual is statistically significant, this indicates the presence of endogeneity. Our incorporated residual in Table 5, is statistically significant at 1% significance level, suggesting that there is endogeneity issues in our regression. The inclusion of this control function then corrects the estimation bias and allows for a more rigorous identification of the causal effect of the variable of interest on the dependent variable. The main advantage of this approach is its applicability to nonlinear models and its greater flexibility compared to classical instrumental variable methods (Wooldridge, 2015).

Within the underlined framework, leasing was instrumented at the first stage with the existence of a law regulating leasing activities in countries. We postulate that laws regulating leasing activities affect the extent to which banks can engage in leasing development, but this law is not primarily implemented for any profitability issues. It can only affect profitability indirectly through leasing, and not directly, thus complying with the exclusion condition (Vig, 2013). Regarding the strength of our instrument, the Fisher test statistic in the first stage is 23.84, greater than 10 and significant at 1% level. The strength of our instrument is therefore valid. The use of the residual in the second-stage regression is thus justified. Moreover, the variable of residual is significant in the second stage as highlighted in Table 5.

Concerning exogeneity, not only does the classic Sargan or Hansen test not exist in a non-linear model like fractional regression, but also we have only used one instrument. The model is just identified. This makes it impossible to extract Sargan or Hansen tests. Regarding the exogeneity of the instrument, the approach becomes theoretical. We show that a law put in place to regulate leasing, has no chance to directly affect bank profitability, and should only affect the latter in any way other than indirectly through leasing.

We conduct two regressions: one without the instrument called "non-IV estimates", and the other with the instrument called "IV estimates". The incorporation of the residual being significant, the approach using instrumental variable is validated. This is the approach suggested by Wooldridge (2015), which is equivalent to the classic Wu Hausman (1973, 1978) test, and is more generalizable and transferable to non-linear models.

Now concerning our results, the estimated coefficient of leasing reveals that leasing has a positive effect on efficiency since the negative coefficient suggests that, leasing contributes to reduce operational costs of banks in total income generated, making them more efficient. This indicates that an increase in the share of leasing in bank total assets, is associated with improved efficiency. This result corroborates previous estimates and confirms that leasing is an operational lever that promotes overall banking performance.

Table 5: Endogeneity by using control function in Fractional logit estimation

VARIABLES	Non-IV estimate Efficiency	IV estimate Efficiency
C_lease	-0.194	-0.437***
	(0.279)	(0.0271)
C_Dout	0.0622***	0.0627***
	(0.0160)	(0.00185)
Div_rev	0.0108***	0.0106***
	(0.00305)	(0.000286)
T_Deposits	0.0108	0.0149***
	(0.0290)	(0.00272)
T_loans	0.00737	0.00308
	(0.0229)	(0.00317)
LIQ	0.0135***	0.0143***
	(0.00394)	(0.000465)
CAR	-0.00857*	-0.00771***
	(0.00507)	(0.000706)
Market_Conc	-0.00433*	-0.00476***
	(0.00226)	(0.000245)
Log(GDP_capita)	-0.0364	-0.0216**
	(0.0844)	(0.0100)
Residual		4.506***
		(0.0747)
Constant	0.0594	-0.00345
	(0.736)	(0.0891)
Fischer first stage P-value		0.000
Snd stage residual P-value		0.000
Observations	175	175

CONCLUSION

The objective of this article is to examine the effect of leasing on banking performance taking into account time adjustments specific to banks' strategic decisions. Estimates from the Dynamic Fixed Effects (DFE) model show that leasing does not generate immediate performance benefits, but becomes a significant source of long-run profitability, particularly by improving the profitability of assets and equity. This dynamic suggests that leasing is a deferred-return activity, whose positive effects only materialize after the initial costs have been absorbed and risks have been gradually brought under control.

The lack of a significant impact of leasing on net interest margin indicates that the gains observed are not based on changes in margin structure, but rather on diversification of revenue sources. Leasing thus appears to be a strategic tool that enables banks to strengthen their overall performance, provided they have sufficient financial and organizational capacity to bear the entry costs and associated risks.

Finally, it also significantly influences banks efficiency by reducing their operational costs in total income generated as confirmed by the fractional logit regression framework.

The findings of this article suggest several important implications for economic and financial policy-making, particularly in developing economies where leasing is still an underutilized instrument for financing productive investment.

First, the positive effect of leasing on long-run bank profitability argues in favour of public policies aimed at promoting this activity as a strategic lever for financial sector development. Monetary and financial authorities could encourage banks to develop leasing through clear and appropriate regulatory frameworks, reducing legal uncertainty related to the ownership and recovery of leased assets.

Second, the lack of a significant short-run effect of leasing highlights the need to put in place support mechanisms to enable banks to absorb the initial costs associated with this activity. In this regard, temporary tax incentives, such as tax breaks on leasing investments or accelerated depreciation of leased assets, could encourage banks to enter this segment without damaging their short-run performance.

Third, the results suggest that leasing can contribute indirectly to the financing of productive investment and, consequently, to long-run economic growth. Governments could integrate leasing into their national development financing strategies, particularly to support small and medium-sized enterprises (SMEs), which often face constraints in accessing traditional bank credit. Strengthening legal frameworks relating to collateral, contract enforcement, and property rights protection appears essential to maximize the macroeconomic impact of leasing.

REFERENCES

Acharya, V. V., Hasan, I., & Saunders, A. (2006). Should banks be diversified? Evidence from individual bank loan portfolios. Journal of Business, 79(3), 1355–1412.

Allen, F., Otchere, I., & Senbet, L. W. (2016). African financial systems: A review. Review of Development Finance, 6(2), 91–96.

Altunbas, Y., Evans, L., & Molyneux, P. (2001). Bank ownership and efficiency. Journal of Money, Credit and Banking, 33(4), 926–954.

Andrikopoulos, P., et al. (2022). Bank market power and performance of financial technology firms. International Journal of Finance and Economics.

Aryeetey, E. (1998). Informal finance for private sector development in Sub-Saharan Africa. African Development Review, 10(1), 23–47.

Ateyah, A., & Alawneh, A. (2017). The Impact of Al-Mudayanah and Al-Musharakah on the Earnings of Islamic Banks: A Case Study of the Jordanian Islamic Bank during the Period 2000–2015.

Bain, J. S. (1956). Barriers to new competition: Their character and consequences in manufacturing industries. Harvard University Press.

Baltagi, B. H. (2008). Econometric analysis of panel data (Vol. 4, pp. 135-145). Chichester: John wiley & sons.

Beck, T., De Jonghe, O., & Degryse, H. (2013). Bank lending concentration, performance, and systemic risk: Exploring cross-country variation. World Bank Policy Research Working Paper No. 6604.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2008). Financing patterns around the world: Are small firms different? Journal of Financial Economics, 89(3), 467–487.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Peria, M. S. M. (2008). Bank financing for SMEs around the world: Drivers, obstacles, business models, and lending practices. World Bank Policy Research Working Paper No. 4785.

Berger, A. N. (1995). The profit-structure relationship in banking--tests of market-power and efficient-structure hypotheses. Journal of money, credit and banking, 27(2), 404-431.

Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1997). Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. European Journal of Operational Research, 98(2), 175–212.

Berger, A. N., & Hannan, T. H. (1998). The efficiency cost of market power in the banking industry: A test of the `quiet life' and related hypotheses. Review of Economics and Statistics, 80(3), 454–465.

Berger, A. N., & Mester, L. J. (1997). Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions? Journal of Banking & Finance, 21(7), 895–947.

Berger, A. N., & Udell, G. F. (2006). A more complete conceptual framework for SME finance. Journal of Banking & Finance, 30(11), 2945–2966.

Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. Journal of Political Economy, 81(3), 637–654.

Bond, S., & Meghir, C. (1994). Dynamic investment models and the firm's financial policy. Review of Economic Studies, 61(2), 197–222.

Boot, A. W. A. (2000). Relationship banking: What do we know? Journal of Financial Intermediation, 9(1), 7–25.

Bourguignon, F., & Jacquet, P. (2006). Le financement des petites et moyennes entreprises en Afrique subsaharienne. Revue d'Économie du Développement, 20(4), 5–28.

Brau, J. C., & Woller, G. M. (2004). Microfinance: A comprehensive review of the existing literature. Journal of Entrepreneurial Finance, 9(1), 1–27.

Bülbül, D., & Noth, F. (2010). Why Do Banks Provide Leasing? Journal of Financial Services Research, 46(2), 137–175.

Burden, R. L., & Faires, J. D. (2011). Interpolation & Polynomial Approximation Cubic Spline Interpolation I. Numerical analysis, 144-163.

Caprio, G., Laeven, L., & Levine, R. (2007). Governance and bank valuation. Journal of Financial Intermediation, 16(4), 584–617.

Caselli, S. (2005). Structured Finance: Techniques, Products and Market. Springer.

Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. Journal of econometrics, 188(2), 393-420.

Claessens, S., Coleman, N., & Donnelly, M. (2018). Low-for-long interest rates and banks' interest margins and profitability. Journal of Financial Intermediation, 35, 1–16.

Clarke, G. R. G., Cull, R., & Martinez Peria, M. S. (2006). Foreign bank entry: Experience, implications for developing countries, and agenda for further research. World Bank Research Observer, 21(1), 1–27.

Diamond, D. W. (2007). Banks and liquidity creation: a simple exposition of the Diamond-Dybvig model. FRB Richmond Economic Quarterly, 93(2), 189-200.

Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2010). Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns. Journal of Financial Economics, 98(3), 626–650.

Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (1998). Law, finance, and firm growth. Journal of Finance, 53(6), 2107–2137.

Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2002). Institutions, financial markets, and firm debt maturity. Journal of Financial Economics, 65(3), 337–364.

Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2005). The evolution of the financial structure of firms in developing countries. Journal of Financial Economics, 77(1), 143–176.

Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2006). Stock market development and firm financing choices. Journal of Corporate Finance, 12(3), 430–451.

Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2007). Financing patterns around the world: Are small firms different? Journal of Financial Economics, 89(3), 467–487.

Demsetz, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. The Journal of Law and Economics, 16(1), 1-9.

DeYoung, R., & Rice, T. (2004). Noninterest income and financial performance at U.S. commercial banks. Financial Review, 39(1), 101–127.

Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. Journal of Political Economy, 91(3), 401–419.

Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2001). Banks, short-term debt and financial crises: Theory, policy implications, and applications. NBER Working Paper No. 8411.

Dietrich, A., & Wanzenried, G. (2011). Determinants of bank profitability before and during the crisis: Evidence from Switzerland. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 21(3), 307–327.

Fofack, H. (2005). Non-performing loans in sub-Saharan Africa: Causal analysis and macroeconomic implications. World Bank Policy Research Working Paper No. 3769.

Frame, W. S., & White, L. J. (2004). Empirical studies of financial innovation: Mostly what we know, mostly. Journal of Economic Surveys, 18(1), 1–36.

Freixas, X., & Rochet, J.-C. (2008). Microeconomics of Banking (2nd ed.). MIT Press.

Froot, K. A., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1993). Risk management: Coordinating corporate investment and financing policies. Journal of Finance, 48(5), 1629–1658.

Froot, K. A., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (2003). Risk management, capital budgeting, and capital structure policy for financial institutions. Journal of Financial Economics, 69(1), 1–36.

Gilbert, R. A. (1984). Bank market structure and competition: A survey. Journal of Money, Credit and Banking, 16(4), 617–645.

Gorton, G., & Winton, A. (2003). Financial intermediation. In G. Constantinides, M. Harris, & R. Stulz (Eds.), Handbook of the Economics of Finance (Vol. 1, pp. 431–552). Elsevier.

Hadeel, H., & Nagham, N. (2024). Evaluating the Impact of Financial Leasing on the Financial Performance in the Iraqi Banking Sector.

Hassan, U. S. (2008). The Impact of Finance Lease on the Performance of Nigerian Banks. Master's thesis, Ahmadu Bello University.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. Econometrica: Journal of the econometric society, 1251-1271.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of econometrics, 115(1), 53-74.

Jazzar, M. (2023). Financial Leasing Products and Bank Performance: A Comparative Study.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. Journal of Financial Economics, 3(4), 305–360.

Kabiru, I. (2019). The Effect of Leasing on Financial Performance of Deposit Money Banks Listed on the Nigerian Stock Exchange. Journal of Finance and Accounting Research, 1(3), 126–136.

Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2010). The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues. World Bank Policy Research Working Paper No. 5430.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. Journal of econometrics, 90(1), 1-44.

Kelly, C., Khayum, M., & Price, C. (2013). Equipment Lease Financing: The Role of Community Banks.

Klapper, L. F. (2001). The role of factoring for financing small and medium enterprises. World Bank Policy Research Working Paper No. 2694.

Kouzez, M. (2022). Political environment and bank performance: Does bank size matter? Economic Systems, 47(1), 101056.

Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation, and risk taking. Journal of Financial Economics, 93(2), 259–275.

Lemke, W. R., & Werner, I. M. (2012). Credit leasing: A financing alternative for SMEs in developing countries. Journal of Financial Services Research, 42(1), 1–22.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. Journal of econometrics, 108(1), 1-24.

Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In P. Aghion & S. Durlauf (Eds.), Handbook of Economic Growth (Vol. 1A, pp. 865–934). Elsevier.

Louzis, D. P., Vouldis, A. T., & Metaxas, V. L. (2012). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. Journal of Banking & Finance, 36(4), 1012–1027.

Mansour, A. K., & Khalaf, R. (2018). Revenue from Leasing and Financial Performance of Islamic Banks: Evidence from Jordan, 2010–2016. Academy of Accounting and Financial Studies Journal, 22(1), 1–10.

Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. The Journal of Finance, 7(1), 77–91. https://doi.org/10.2307/2975974

Ménard, C. (2004). The economics of hybrid organizations. Journal of Institutional and Theoretical Economics, 160(3), 345–376.

Mian, A. (1996). Evidence on corporate borrowing by Indian firms: The role of relationship. Journal of Financial Economics, 40(1), 109–142.

Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, 13(2), 187–221.

Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates. Journal of Applied Econometrics, 11(6), 619–632.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econometric theory, 20(3), 597-625.

Pesaran, M. H. (2003). Estimation and inference in large heterogenous panels with cross section dependence. Available at SSRN 385123.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. Journal of applied econometrics, 22(2), 265-312.

Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. Journal of econometrics, 68(1), 79-113.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. Journal of the American statistical Association, 94(446), 621-634

Quartey, P., & Mensah, J. V. (2014). Financing the growth of SMEs in Africa: What are the constraints? International Journal of Business and Social Science, 5(7), 18–26.

Saeed, M., Iqbal, M., & Khan, M. (2023). The Effect of Car Ijarah / Lease Financing on the Pakistani Islamic Banking Sector's Performance. Pakistan Journal of Economic Studies.

Said, M. S., & Yazid, A. S. (2021). The Impact of Ijarah/Lease Financing on Malaysian Islamic Bank Performance. International Journal of Islamic Business, 6(1), 49–58.

Saunders, A., & Cornett, M. M. (2008). Financial Institutions Management: A Risk Management Approach (6th ed.). McGraw-Hill.

Sharpe, S. A. (1990). Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: A stylized model of customer relationships. Journal of Finance, 45(4), 1069–1087.

Smith, C. W., & Wakeman, L. M. (1985). Determinants of corporate leasing policy. Journal of Finance, 40(3), 895–908.

Spence, M. (1973). Job market signaling. Quarterly Journal of Economics, 87(3), 355–374.

Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. American Economic Review, 71(3), 393–410.

Stiroh, K. J. (2004). Diversification in banking: Is noninterest income the answer? Journal of Money, Credit and Banking, 36(5), 853–882.

Tufano, P. (2003). Financial innovation. In G. M. Constantinides, M. Harris, & R. M. Stulz (Eds.), Handbook of the Economics of Finance (Vol. 1A, pp. 307–336). Elsevier.

Vig, V. (2013). Access to collateral and corporate debt structure: Evidence from a natural experiment. Journal of Finance, 68(3), 881–928.

Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. Journal of applied econometrics, 23(2), 193-233.

Williamson, O. E. (1981). The economics of organization: The transaction cost approach. American Journal of Sociology, 87(3), 548–577.

Williamson, O. E. (1985). The Economic Institutions of Capitalism. Free Press.

Yan, S. (2006). Credit leasing: A financing alternative for SMEs in developing countries. Journal of Financial Services Research, 30(3), 213–229.

Zhang, Y., & Wang, X. (2020). Comparative Analysis of the Effects of Bank Loans and Financial Leasing on Bank Performance: Evidence from the United States and China (1982–2017).

Zheng, L. (2024). Comparative Analysis of the Profitability of Financial Leasing Companies in China.

APPENDIX 1: LIST OF COUNTRIES

The list of countries include: Benin; Burkina Faso; Cote d'Ivoire; Mali; Niger; Senegal and Togo.

Appendix 2: Descriptive statistics

Table 6: Descriptive statistics

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ROA	175	0,830	0,912	-2,735	3,743
Efficiency	175	0,045	0,015	0,017	0,109
ROE	175	10,39	10,75	-39,57	48,77
NIM	175	4,41	1,41	1,63	8,24
C_lease	175	0,066	0,105	0,000	0,399
C_Dout	175	3,077	1,765	1,101	10,188
Div_rev	175	46,246	9,313	29,053	74,697
T_Deposits	175	7,286	0,906	5,095	8,579
T_Loans	175	5,603	1,223	4,488	10,794
GDP_capita	175	933,902	479,750	205,418	2500,492
LIQ	175	25,78	7,53	12,05	52,74
Market_conc	175	71,12	15,89	41,94	100
CAR	175	8,68	5,78	0,22	51,76

Source: Author based on data from WDI (2024), WGI (2024), and WACB (2024) and GFDD (2022)

Appendix 3: Result of cross section dependence, unit root test, and cointegration tests

Breush Pagan cross section dependence test: No dependence

	Statistic Chi (2)	**P-value**
Model of study	25.874,	0.2113

Unit root test (first generation Im-Pesaran-Shin (2001))

Variable	**IPS2001**		
	Level	Difference	Decision
ROA	-2,5701***	-	I(0)
	(0,0051)		
C_lease	-0,8098	-5,1735***	I(1)
	(0,209)	(0,000)	
C_Dout	-1,4940*	-	I(0)
	(0,0676)		
Div_rev	0,5631	-3,7315***	I(1)
	(0,2863)	(0,000)	
T-Deposit	0,1471	-2,7975***	I(1)

	(0,5585)	(0,0026)	
T-loans	-11,987*** (0,000)	-	I(0)
GDP_capita	-4,9333*** (0,000)	-	I(0)
LIQ	1.0392 (0.8507)	-5.2637*** (0,000)	I(1)
CAR	-0.4870 (0,3131)	-5.2049*** (0,000)	I(1)
Market_Conc	-1.0103 (0,1562)	-5.8490*** (0,000)	I(1)

Co-integration test Kao (series are cointegrated: long-run relationship)

	F-test	
Authors	**Statistic**	**P-value**
Modified Dickey-Fuller t	-4.9283***	0.0000
Dickey-Fuller t	-7.8927***	0.0000
Augmented Dickey-Fuller t	-3.7632***	0.0001
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-18.2964***	0.0000
Unadjusted Dickey-Fuller t	-11.9634***	0.0000

Result of the Hausman test PMG versus MG

Hausman test	Model
Pvalue	0.3245***

Appendix 4: Regression by country

Benin

VARIABLES	ROA		DFE Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	**Long run**	**Short run**	**Long run**	**Short run**	**Long run**	**Short run**	**Long run**
EC		-1.610***		-1.558***		-1.634***		-1.688***
		(0.481)		(0.279)		(0.486)		(0.406)
C_lease	13.10	-18.31	-0.177	2.526***	230.7	-298.4	0.977	-2.271
	(10.40)	(12.30)	(0.818)	(0.977)	(168.3)	(203.7)	(6.772)	(8.664)
C_Dout	0.613	-0.255	-0.150***	0.0711***	8.556	-3.004	-0.0667	-0.202
	(0.538)	(0.212)	(0.0527)	(0.0184)	(8.833)	(3.422)	(0.370)	(0.139)
Div_rev	0.0660*	-0.0377*	0.00244	-0.00339**	1.167*	-0.703*	0.0377	-0.0545***
	(0.0398)	(0.0226)	(0.00282)	(0.00166)	(0.657)	(0.380)	(0.0269)	(0.0147)
T_Deposits	-1.115	-0.448**	-0.0265	0.00868	-19.78	-7.241**	-0.0972	0.429***
	(0.817)	(0.218)	(0.0637)	(0.0166)	(13.23)	(3.551)	(0.609)	(0.136)
T_Loans	0.410*	-0.474	-0.00720	0.0395	6.933*	-8.174	-0.0494	0.000781
	(0.243)	(0.356)	(0.0209)	(0.0265)	(3.984)	(5.923)	(0.161)	(0.227)
LIQ	-0.102	-0.0406	-0.00174	-0.00629*	-1.690	-0.775	0.0482	0.0211
	(0.0750)	(0.0363)	(0.00673)	(0.00329)	(1.228)	(0.587)	(0.0563)	(0.0227)
CAR	0.0998	0.0469	-0.00485	0.00911	2.466	0.423	-0.330*	0.213***
	(0.192)	(0.127)	(0.0149)	(0.00968)	(3.120)	(2.122)	(0.170)	(0.0742)
Market_Conc	0.00640	0.0304**	0.000508	0.000673	0.0274	0.583**	-0.0126	-0.00439
	(0.0383)	(0.0152)	(0.00295)	(0.00131)	(0.668)	(0.245)	(0.0245)	(0.00949)
Log(GDP_capita)	-5.531	-0.795	0.371	-0.267***	-95.01*	-10.21	4.035	-0.0500
	(3.456)	(1.195)	(0.330)	(0.0940)	(56.53)	(19.32)	(2.975)	(0.712)
Constant	21.49		3.221**		323.7		4.373	
	(17.17)		(1.387)		(283.4)		(11.32)	
Observations	25	25	25	25	25	25	25	25

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Burkina Faso

	DFE							
VARIABLES	ROA		Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run
EC		-1.041**		-0.309		-0.912**		-0.640***
		(0.424)		(0.284)		(0.420)		(0.0801)
C_lease	-8.591	-129.8*	21.96***	12.50	-157.0	-3,446**	97.98***	-202.7***
	(60.37)	(66.95)	(5.442)	(27.66)	(1,116)	(1,534)	(24.89)	(62.80)
C_Dout	-0.487	-0.723*	0.0867*	0.344	-17.16**	-17.19*	-0.107	0.649***
	(0.416)	(0.372)	(0.0446)	(0.366)	(7.250)	(9.279)	(0.169)	(0.229)
Div_rev	0.0459	-0.0449	-0.0123***	0.0791	1.712**	-2.156	0.0552***	-0.0329
	(0.0422)	(0.0777)	(0.00414)	(0.0905)	(0.776)	(2.091)	(0.0177)	(0.0499)
T_Deposits	-0.452	0.706**	0.0917***	-0.276	-11.75***	17.12*	-0.847***	1.314***
	(0.338)	(0.323)	(0.0296)	(0.332)	(4.412)	(8.840)	(0.122)	(0.276)
T_Loans	0.294	-0.378	0.0266*	-0.264	5.273*	-7.149	-0.322***	1.075***
	(0.192)	(0.387)	(0.0151)	(0.254)	(2.853)	(5.427)	(0.0752)	(0.234)
LIQ	-0.00121	-0.0803	-0.00705*	0.0583	0.897	-3.692	0.0964***	-0.0844
	(0.0518)	(0.0843)	(0.00428)	(0.0713)	(0.765)	(2.354)	(0.0233)	(0.0660)
CAR	-0.188	0.494***	-0.0258***	0.191	-1.302	6.479**	-0.146***	0.663***
	(0.181)	(0.166)	(0.00834)	(0.187)	(2.368)	(2.700)	(0.0506)	(0.173)
Market_Conc	-0.00312	-0.0305	-0.00579***	0.0163	0.148	-1.167*	-0.0142*	0.00798
	(0.0182)	(0.0273)	(0.00186)	(0.0215)	(0.268)	(0.695)	(0.00766)	(0.0190)
Log(GDP_capita)	2.031	-0.334	0.388***	0.217	64.74***	-19.77	1.163*	-2.041***
	(1.497)	(0.565)	(0.127)	(0.431)	(22.41)	(15.54)	(0.597)	(0.344)
Constant	4.764		-1.737		283.9*		-1.006	
	(10.18)		(1.193)		(160.2)		(4.122)	
Observations	25	25	25	25	25	25	25	25

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Côte d'Ivoire

VARIABLES	ROA		DFE Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	**Long run**	**Short run**	**Long run**	**Short run**	**Long run**	**Short run**	**Long run**
EC		-1.665*		-1.587***		-1.580*		-0.738**
		(0.979)		(0.552)		(0.877)		(0.328)
C_lease	4.175	-6.455	0.183	-0.567	32.50	-132.9	-7.881*	8.671
	(12.04)	(5.650)	(0.753)	(0.409)	(127.3)	(132.0)	(4.028)	(6.644)
C_Dout	-0.140	0.409	-0.0347	-0.000497	-5.879	12.66	-0.115	-0.0101
	(0.346)	(0.457)	(0.0240)	(0.0359)	(6.290)	(8.911)	(0.200)	(0.606)
Div_rev	0.0115	0.00694	-0.00165	0.00403***	0.999	0.599	0.00500	-0.0421
	(0.0608)	(0.0246)	(0.00480)	(0.00142)	(0.902)	(0.448)	(0.0284)	(0.0261)
T_Deposits	0.260	-1.313***	-0.0440	0.0530*	10.00	-28.68***	-0.137	0.913*
	(0.520)	(0.455)	(0.0400)	(0.0279)	(10.99)	(10.02)	(0.288)	(0.521)
T_Loans	0.380	-0.315	-0.0257	0.0287*	10.60**	-8.043	-0.0372	-0.0944
	(0.284)	(0.300)	(0.0201)	(0.0173)	(4.822)	(6.792)	(0.158)	(0.330)
LIQ	0.0251	-0.0311	0.00192	-0.00120	0.426	-0.890*	0.00695	-0.0282
	(0.0479)	(0.0305)	(0.00224)	(0.00209)	(0.724)	(0.506)	(0.0165)	(0.0385)
CAR	-0.0642	0.0330	0.00612	-0.00260	-1.503	-0.181	-0.0714	0.267**
	(0.0754)	(0.0723)	(0.00580)	(0.00486)	(1.086)	(1.264)	(0.0469)	(0.109)
Market_Conc	0.0177	-0.0139	-0.00152	0.000132	0.272	-0.393	-0.0286	0.0135
	(0.0340)	(0.0239)	(0.00239)	(0.00176)	(0.689)	(0.613)	(0.0174)	(0.0313)
Log(GDP_capita)	-1.747	3.580***	0.167	0.159*	-12.45	49.27**	2.136	-3.045**
	(2.951)	(1.177)	(0.244)	(0.0825)	(55.13)	(21.96)	(1.838)	(1.448)
Constant	-20.94		-1.790*		-122.9		13.67	
	(21.20)		(1.058)		(296.4)		(10.23)	
Observations	25	25	25	25	25	25	25	25

Standard errors in parentheses

Mali

VARIABLES	ROA		DFE Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	**Long run**	**Short run**	**Long run**	**Short run**	**Long run**	**Short run**	**Long run**
EC		-1.623***		-1.875***		-1.340***		-1.619**
		(0.111)		(0.652)		(0.204)		(0.721)
C_lease	-35.18***	33.50***	-9.611**	7.726***	-965.1**	1,151***	15.49	-16.06
	(5.901)	(4.754)	(4.510)	(2.742)	(386.7)	(389.4)	(60.93)	(50.59)
C_Dout	0.0737	-0.223***	-0.0320	-0.00203	6.721	-6.381*	-0.178	0.480
	(0.0665)	(0.0451)	(0.0732)	(0.0266)	(4.410)	(3.730)	(0.581)	(0.394)
Div_rev	0.0307***	-0.0119**	0.00952**	-0.00448	0.364	-0.111	0.00177	-0.115**
	(0.00747)	(0.00562)	(0.00482)	(0.00311)	(0.493)	(0.461)	(0.116)	(0.0555)
T_Deposits	0.105	0.242***	0.0129	0.0382	1.815	4.129	-0.369	0.792
	(0.0873)	(0.0527)	(0.0570)	(0.0312)	(5.940)	(4.334)	(0.829)	(0.501)
T_Loans	-0.119***	0.0817***	-0.0171	0.00978	-3.976***	3.308**	0.127	-0.0587
	(0.0211)	(0.0194)	(0.0160)	(0.0101)	(1.434)	(1.614)	(0.227)	(0.159)
LIQ	-0.0270***	0.0383***	-0.00392	0.00833	-1.195**	2.063***	0.108	-0.104
	(0.00834)	(0.00904)	(0.00726)	(0.00554)	(0.563)	(0.756)	(0.0847)	(0.0810)
CAR	-0.301***	0.396***	-0.0469*	0.0275*	-1.484	3.015	0.345	-0.347
	(0.0446)	(0.0257)	(0.0260)	(0.0148)	(2.627)	(2.174)	(0.340)	(0.246)
Market_Conc	-0.0136***	0.00200	-0.000521	-0.00162**	-0.268*	0.00967	-0.0134	0.00337
	(0.00226)	(0.00146)	(0.00159)	(0.000794)	(0.154)	(0.118)	(0.0202)	(0.0138)
Log(GDP_capita)	0.140	0.0990	-0.0528	0.0338	4.763	14.36**	2.147	-0.966
	(0.273)	(0.0843)	(0.210)	(0.0430)	(18.35)	(7.183)	(2.361)	(0.691)
Constant	-7.274***		0.0183		-258.6***		22.60	
	(1.269)		(0.826)		(85.81)		(15.68)	
Observations	25	25	25	25	25	25	25	25

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Niger

VARIABLES	ROA		DFE Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	**Long run**	**Short run**	**Long run**	**Short run**	**Long run**	**Short run**	**Long run**
EC		-0.927*		-0.996***		-1.071***		-0.915
		(0.505)		(0.345)		(0.414)		(0.813)
C_lease	41.35	80.01	23.39	-3.803	2,122	-1,028	101.2	-275.4
	(246.8)	(238.3)	(25.70)	(20.57)	(2,527)	(1,908)	(361.3)	(409.7)
C_Dout	0.0397	0.0626	-0.0562	0.130	-3.427	9.148	-0.00448	0.217
	(0.417)	(0.865)	(0.0446)	(0.0983)	(4.548)	(7.957)	(0.537)	(1.007)
Div_rev	0.150	-0.206	0.00914	0.00215	2.288	-2.102	-0.0667	-0.00791
	(0.127)	(0.193)	(0.0164)	(0.0191)	(1.437)	(1.605)	(0.171)	(0.200)
T_Deposits	-0.450	-0.713	-0.0414	-0.160	-8.406	-11.88	0.320	0.904
	(0.663)	(1.147)	(0.0751)	(0.153)	(7.046)	(10.22)	(1.112)	(1.486)
T_Loans	0.245	-0.371	0.00843	-0.0213	1.885	-2.666	-0.119	0.0991
	(0.253)	(0.482)	(0.0293)	(0.0529)	(2.686)	(4.093)	(0.313)	(0.558)
LIQ	0.00654	-0.0365	-0.00998	0.0101	-0.475	-0.227	-0.0243	0.0731
	(0.0662)	(0.0824)	(0.00803)	(0.0104)	(0.701)	(0.716)	(0.0838)	(0.137)
CAR	0.0410	-0.0214	0.00418	-0.00718	0.723	-1.090	-0.0483	0.0782
	(0.0780)	(0.138)	(0.00830)	(0.0138)	(0.846)	(1.273)	(0.0957)	(0.164)
Market_Conc	-0.0124	-0.00659	0.00249	-0.00410**	0.00104	-0.199	0.00262	0.00380
	(0.0162)	(0.0187)	(0.00193)	(0.00183)	(0.162)	(0.168)	(0.0179)	(0.0218)
Log(GDP_capita)	-2.432	-0.563	0.380	-0.592*	-40.62	-20.56	-3.047	-1.259
	(3.324)	(2.437)	(0.374)	(0.348)	(34.65)	(21.93)	(5.925)	(3.543)
Constant	20.83		5.074*		358.8		2.316	
	(25.64)		(3.001)		(284.6)		(38.48)	
Observations	25	25	25	25	25	25	25	25

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Senegal

VARIABLES	ROA		DFE Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run
EC		-1.891***		-1.539***		-1.603***		-1.413***
		(0.636)		(0.416)		(0.547)		(0.151)
C_lease	8.599	-5.698	-0.511	0.490	80.83	-67.20	-16.73***	9.610**
	(7.030)	(5.003)	(0.461)	(0.391)	(90.02)	(73.60)	(4.856)	(4.588)
C_Dout	0.219	-0.0765	-0.0394	-0.0199	7.288	0.226	-0.110	0.443**
	(0.460)	(0.216)	(0.0288)	(0.0173)	(7.942)	(3.743)	(0.317)	(0.201)
Div_rev	-0.0340	-0.00534	-0.000341	0.00380*	-0.179	0.0426	0.00145	-0.0805***
	(0.0410)	(0.0270)	(0.00274)	(0.00213)	(0.577)	(0.426)	(0.0273)	(0.0253)
T_Deposits	0.198	-0.376	-0.0259	0.0641*	-0.0329	-5.433	-0.940***	2.234***
	(0.441)	(0.432)	(0.0280)	(0.0333)	(5.428)	(6.218)	(0.297)	(0.390)
T_Loans	0.264	-0.131	-0.0896	0.0587*	11.69	-6.658	0.322	-0.148
	(0.825)	(0.436)	(0.0563)	(0.0346)	(14.00)	(7.137)	(0.559)	(0.405)
LIQ	0.0440	-0.0107	-0.00503	0.00417	0.130	0.399	-0.0140	0.0179
	(0.0516)	(0.0513)	(0.00333)	(0.00407)	(0.647)	(0.761)	(0.0369)	(0.0468)
CAR	-0.146	0.270***	0.00705	-0.0120**	-0.234	2.816**	0.000306	-0.0888
	(0.215)	(0.0729)	(0.0110)	(0.00570)	(3.128)	(1.233)	(0.103)	(0.0667)
Market_Conc	0.0283	-0.0272**	-0.000705	0.00185*	0.248	-0.237	-0.0544***	-0.0127
	(0.0228)	(0.0124)	(0.00135)	(0.000955)	(0.241)	(0.210)	(0.0125)	(0.0111)
Log(GDP_capita)	2.298	0.00630	-0.105	0.237**	11.44	-14.13	2.355	-4.725***
	(2.489)	(1.263)	(0.176)	(0.0990)	(30.39)	(20.45)	(1.517)	(1.206)
Constant	11.06		-3.266**		292.2		32.36**	
	(20.88)		(1.506)		(317.2)		(14.08)	
Observations	25	25	25	25	25	25	25	25

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Togo

	DFE							
VARIABLES	ROA		Efficiency		ROE		NIM	
	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run	Short run	Long run
EC		-1.517***		-1.260***		-1.537***		-0.844***
		(0.300)		(0.416)		(0.583)		(0.164)
C_lease	37.98	-26.96	-1.364	1.647	166.0	-217.9	-7.437	22.33
	(25.65)	(23.67)	(0.947)	(1.050)	(517.4)	(437.8)	(9.051)	(14.60)
C_Dout	1.174	-1.211	-0.0460	0.0806*	1.926	-8.107	-0.414	0.668
	(1.072)	(0.919)	(0.0393)	(0.0427)	(21.20)	(17.87)	(0.372)	(0.595)
Div_rev	-0.0408	0.0526	-0.000263	0.00113	-0.172	0.173	0.00829	-0.0947***
	(0.0554)	(0.0573)	(0.00195)	(0.00231)	(1.032)	(1.012)	(0.0250)	(0.0340)
T_Deposits	-3.063*	4.927	0.106	-0.136	5.019	17.38	0.264	-1.042
	(1.833)	(3.531)	(0.0737)	(0.143)	(34.08)	(63.12)	(0.627)	(2.227)
T_Loans	1.532**	-1.176	-0.0199	0.0257	7.701	-8.703	-0.0846	-0.224
	(0.650)	(0.746)	(0.0220)	(0.0289)	(12.94)	(11.75)	(0.242)	(0.453)
LIQ	0.0513	0.270	0.00369	-0.00994	-0.743	1.176	0.0298	-0.184
	(0.107)	(0.219)	(0.00407)	(0.00947)	(2.035)	(4.119)	(0.0402)	(0.136)
CAR	-0.185	0.201*	0.00610	-0.0110**	-0.332	1.259	0.143***	-0.0896
	(0.123)	(0.115)	(0.00442)	(0.00529)	(2.503)	(2.224)	(0.0430)	(0.0734)
Market_Conc	0.407	-0.237	-0.00481	0.00431	1.179	-1.177	-0.0790	0.0914
	(0.248)	(0.155)	(0.00878)	(0.00618)	(4.994)	(2.741)	(0.0939)	(0.0950)
Log(GDP_capita)	-30.07	4.466	0.380	0.106	-126.2	-7.068	9.555	-6.982*
	(23.50)	(6.359)	(0.837)	(0.281)	(453.3)	(115.1)	(8.798)	(3.994)
Constant	-70.17		0.652		75.74		49.79	
	(84.12)		(3.151)		(1,575)		(33.31)	
Observations	25	25	25	25	25	25	25	25

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

EFFET DU CHANGEMENT CLIMATIQUE SUR LE CANAL DU CREDIT DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS L'UEMOA

Gbêmèho Mathieu TRINNOU[2]

Résumé

Cette étude analyse l'effet du changement climatique sur le canal du crédit de transmission de la politique monétaire. La démarche méthodologique adoptée s'appuie sur une régression de trois modèles de panel sur des données individuelles d'un échantillon de 69 banques de l'UEMOA régulièrement en activité sur la période allant de 2010 à 2022. Le premier modèle tente d'appréhender l'effet de la vulnérabilité climatique ou de l'avènement de catastrophes naturelles sur les crédits bruts. Le second vérifie l'effectivité du canal du crédit en situation normale sans vulnérabilité climatique et catastrophes naturelles. Le troisième évalue le fonctionnement du canal de crédit dans un contexte de vulnérabilité climatique ou d'avènement de catastrophes naturelles. Les résultats des estimations révèlent que la vulnérabilité climatique et les catastrophes naturelles ont des effets négatifs et significatifs sur les crédits bruts. En outre, le canal du crédit est vérifié en l'absence de vulnérabilité climatique et de catastrophes naturelles. Par ailleurs, ces résultats révèlent que la vulnérabilité climatique influe négativement sur le fonctionnement du canal du crédit de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA. A cet égard, l'étude suggère la mise en œuvre d'actions au niveau des Etats et de la BCEAO visant à réduire la vulnérabilité des économies de l'Union aux chocs climatiques afin d'inciter les banques à modérer leurs perceptions de la vulnérabilité climatique des emprunteurs.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE
Historique de l'article :
Soumis le 21 novembre 2025.
Reçu en première version révisée le 24 mars 2026 et accepté le 5 mai 2026.
Mots-clés : Changement climatique, Politique monétaire, Canal du crédit, Modèle de panel, UEMOA
Code JEL : Q54, E52, E51, C23, O55.

Abstract

This study analyzes the effect of climate change on the credit channel of monetary policy transmission. The methodological approach adopted is based on a regression of three panel models based on individual data from a sample of 69 WAEMU banks which are regularly stayed in activity over the period from 2010 to 2022. The first model attempts to capture the effect of climate vulnerability or the occurrence of natural disasters on gross loans. The second evaluates the effectiveness of the credit channel in a normal situation without climate vulnerability and natural disasters. The third assesses the functioning of the credit channel in a context of climate vulnerability or natural disasters. The results of the estimations show that climate vulnerability and natural disasters have a significant negative effect on gross loans. In addition, the credit channel is verified in the absence of climate vulnerability and natural disasters. Furthermore, these results reveal that climate vulnerability negatively affects the functioning of the credit channel for monetary policy transmission in the WAEMU. In this regard, the study suggests implementing measures by the States and BCEAO aimed at reducing the vulnerability of WAEMU to climate shocks, in order to encourage banks to moderate their perceptions of borrowers' vulnerability to climate-related risks.

ARTICLE INFORMATIONS
Article history:
Submitted on November 21, 2025.
Received in first revised version on March 24, 2026 and accepted on May 5, 2026.
Keywords : Climate change, Monetary policy, Credit channel, Panel model, WAEMU
JEL code : Q54, E52, E51, C23, O55.

[2] Chercheur à la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO-Siège), Dakar, Sénégal.

INTRODUCTION

Le changement climatique constitue une des préoccupations majeures qui affecte l'économie mondiale, en raison des risques physiques et de transition qu'il engendre.

Les risques physiques sont liés aux effets négatifs directs des bouleversements climatiques sur l'Homme, les infrastructures, les équipements, les terres, etc. Comme le soulignent Batten et al. (2016), il s'agit, de manière plus large, de l'exposition des systèmes humains et naturels aux températures extrêmes (chaleur et humidité plus élevées) et aux très fortes précipitations ainsi qu'aux catastrophes naturelles, telles que les sécheresses, les inondations et les cyclones.

Les bouleversements climatiques peuvent avoir des incidences sur la santé (Fankhauser et Tol, 2005 ; Dell et al., 2014) et donc sur la capacité à travailler des agents économiques. Parallèlement, ils pourraient causer une destruction partielle ou totale du stock de capital physique, en l'occurrence les infrastructures et les équipements (bâtiments, machines, etc…), engendrant, en conséquence, une baisse de la productivité du capital et/ou une réduction du stock de capital disponible pour la production. Les phénomènes météorologiques extrêmes, tels que les inondations, les tempêtes et les sécheresses dégradent les terres arables et induisent également des pertes de récoltes, en particulier en ce qui concerne les cultures vivrières, des pertes d'animaux dans le domaine de l'élevage ainsi que des difficultés à réaliser les activités de pêche. Par ailleurs, les phénomènes météorologiques affectent les sources d'énergie éolienne et solaire, les barrages hydroélectriques ainsi que les installations de connexion aux réseaux électriques (Arent et al., 2014).

Les risques de transition font allusion aux risques qui pourraient découler de l'évolution de la politique climatique, de la technologie ainsi que du changement de comportement des consommateurs et des marchés pendant la période d'adaptation à une économie à plus faible intensité de carbone (NGFS3, 2022). En effet, la stimulation des activités à faible émission de carbone vise à limiter le dérèglement climatique afin d'éviter l'occurrence des risques physiques et leurs conséquences négatives sus-mentionnées sur le secteur réel et le système financier. Toutefois, en dépit de la maîtrise des risques physiques qu'elle favorise, la transition vers une économie à faible émission de carbone pourrait pénaliser certains secteurs d'activité et les établissements de crédit qui les financent (Banque de France, 2019). En outre, de ces risques découle le risque de responsabilité résultant des actions judiciaires auxquelles s'exposent les entreprises des secteurs non financier ou financier ou l'Etat du fait d'être juridiquement tenus responsables des préjudices causés par leurs actions climatiques, notamment en cas de non-respect de normes climatiques.

Les institutions financières pourraient subir des pertes, en raison de leur détention d'actifs constituant des créances sur des entreprises dont les modèles commerciaux ne reposent pas sur des activités à faible émission de carbone. Ces types d'actifs sont qualifiés d'« actifs échoués » dans le cadre de la transition vers une économie à faible émission de carbone. A titre d'exemple, les actifs détenus dans le domaine du fossile sont considérés comme étant des actifs échoués, car les entreprises qui y exercent pourraient voir leurs bénéfices diminuer, leurs activités perturbées et leurs coûts de financement augmenter du fait de l'action politique, de l'évolution technologique et des exigences des consommateurs ainsi que des investisseurs en matière d'alignement sur les politiques de lutte contre le changement climatique (Grippa et al., 2019).

Les risques physiques et de transition engendrés par le changement climatique perturbent la mise en œuvre des politiques économiques, y compris les politiques budgétaire et monétaire.

Ces risques affectent la politique monétaire à travers notamment leurs incidences sur les variables macroéconomiques et les canaux de transmission de la politique monétaire (McInerney, 2022 ; BCE, 2021 ; Dees et Weber, 2020). En effet, les chocs climatiques influent à la fois sur l'offre et la demande des biens et services, modifiant, de ce fait, l'équilibre, tant en termes de quantités que de prix. A titre d'exemple, les risques physiques

[3] NGFS est le Réseau des banques centrales et des superviseurs pour le verdissement du système financier, appelé en anglais Network for Greening the Financial System (NGFS).

affectent négativement la contribution à la production des facteurs tels que le travail et le capital ainsi que celle des consommations intermédiaires, en l'occurrence l'énergie et l'eau. Ces perturbations se traduisent au final par une contraction de la production et une hausse de l'inflation. Or, les variables macroéconomiques telles que la croissance et l'inflation demeurent au cœur des fonctions de réaction des banques centrales dans la conduite de la politique monétaire (Dees et Weber, 2020). Plusieurs travaux empiriques mettent en évidence les effets défavorables de l'augmentation de la température sur la production et/ou l'inflation (Asafu-Adjaye et al., 2022 ; Trinnou, 2022 ; Mukherjee et Ouattara ; 2021, Beirne et al., 2021 ; De Bandt et al., 2021 ; Faccia et al., 2021 ; Acevedo et al., 2020 ; Heinen et al., 2019 ; Kahn et al., 2019 ; Hagos, 2018 ; Parker, 2018 ; Dell et al., 2012).

En outre, les risques associés aux chocs climatiques perturbent le fonctionnement des activités des établissements de crédit. Par exemple, des bouleversements climatiques pourraient induire des pertes économiques et financières significatives dans le secteur réel, en détériorant les activités des agents économiques et les valeurs de leurs actifs (Batten et al., 2016, Grippa, 2019). Une telle situation induirait une dégradation des bilans des intermédiaires financiers et les inciterait à réduire le volume et/ou à augmenter les coûts des prêts (Batten et al., 2016). A cet égard, les canaux de transmission de la politique monétaire au secteur réel pourraient être moins opérants.

Pour ces différentes raisons, le changement climatique est devenu une préoccupation majeure pour les banques centrales dans la conduite de leur mission de maintien de la stabilité monétaire et financière. L'examen effectué par Dikau et Volz (2021) sur 135 banques centrales, en matière de prise en compte des risques climatiques et de soutien aux politiques d'atténuation et d'adaptation dans leurs mandats révèle que, 12% des banques centrales ont des mandats explicites en matière de développement durable et 40% ont pour mandat de soutenir les priorités politiques de l'Etat, qui incluent pour la plupart des objectifs de durabilité.

A l'instar de l'ensemble des pays de l'Afrique subsaharienne, les pays de l'UEMOA demeurent vulnérables au changement climatique. Deux cent trente-deux (232) chocs climatiques ont été enregistrés dans les pays de l'UEMOA sur la période 1966-2022 et ces événements sont devenus plus fréquents depuis les années 2000 (Sever, 2024). Sur la période allant de 2010 à 2022, quatre-vingt-douze (92) occurrences de catastrophes naturelles liées au changement climatique ont été répertoriées dans l'Union dans la base de données Emergency Events Database (EM-DAT)[4] de l'Université Catholique de Louvain. Elles sont de 4 types, à savoir les inondations, les sécheresses, les éclairs et les feux de forêts. Les plus récurrentes sont les inondations (74, soit 80,43% du total) et les sécheresses (16, soit 17,39% du total). Seulement une catastrophe due aux éclairs (1,09%) et une autre due aux feux de forêts ont été répertoriées. Le nombre d'affectés est estimé à 51.263.233 personnes dont 1.294 décès.

Ces chocs climatiques bouleversent les activités dans le secteur réel et pourraient affecter la conduite de la politique monétaire dans l'Union. Par exemple, l'étude de Trinnou (2022) analysant les effets du changement climatique sur la production et l'inflation dans l'UEMOA met en évidence qu'un accroissement de la température se traduirait par une baisse de la production et une hausse de l'inflation globale. Ces effets se reflètent non seulement au niveau des secteurs des biens non échangeables (secteurs agricole et non agricole) mais aussi dans le secteur des exportations. Selon les estimations de la Banque mondiale, l'UEMOA subirait en moyenne 1 milliard de dollars américains de pertes par an en raison de déficits de production de ses cultures vivrières les plus remarquables dus aux sécheresses. Ces pertes annuelles pourraient être 2,5 fois plus importantes en cas de sécheresse grave survenant tous les 10 ans. Les zones urbaines inondables sont également à risque pour les industries et les services qui pourraient subir des dommages (Cerruti et Bavandi, 2022).

Dans ce contexte, cette étude a pour objectif d'analyser l'effet du changement climatique sur le canal du crédit de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA.

La littérature sur le sujet demeure récente avec des études empiriques relativement limitées. Comme le souligne la BCE (2021), la littérature théorique et empirique relative à l'effet du changement climatique sur la transmission de

[4] La base de données Emergency Events Database (EM-DAT) recense les catastrophes naturelles subies par les pays à travers le monde, en indiquant notamment les nombres d'affectés et de décès.

la politique monétaire est limitée. Il s'avère donc important de combler cette lacune pour étayer la justification de toute proposition de modification du cadre de mise en œuvre de la politique monétaire car la capacité des instruments de politique monétaire à influencer l'orientation des variables cibles dépend de la transmission harmonieuse de la politique monétaire. Plusieurs travaux ont été élaborés sur l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA, mais très peu se focalisent sur l'analyse spécifique de l'effet du changement climatique sur le fonctionnement desdits canaux. Par ailleurs, l'accent est mis sur le canal du crédit bancaire, car il demeure l'un des principaux canaux de transmission de la politique monétaire dans la zone UEMOA (Ary Tanimoune, 2011, Bationo, 2018), en raison du fait que le système financier de l'Union est caractérisé par la forte dominance des banques.

La suite de l'étude est organisée comme ci-après. Après la section introductive consacrée à la problématique, la deuxième section met l'accent sur la revue de la littérature. La troisième décrit la démarche méthodologique adoptée dans l'étude. La quatrième porte sur les faits stylisés. La cinquième section présente et discute les résultats empiriques obtenus. Enfin, la dernière section conclut l'étude et tire les implications de politique économique.

I. REVUE DE LA LITTERATURE

I.1. Analyse théorique de l'effet des risques climatiques sur le canal du crédit

Plusieurs canaux[5] de transmission de la politique monétaire susceptibles d'être affectés par les risques climatiques sont identifiés dans la littérature. Il s'agit, en l'occurrence, des canaux de taux d'intérêt, du crédit, du prix des actifs, du taux de change et des anticipations (Molico, 2019 ; Dees et Weber, 2020 ; BCE, 2021 et McInerney, 2022).

Plus spécifiquement, le canal du crédit de transmission de la politique monétaire fonctionne sous le principe que les banques intègrent les imperfections sur le marché financier, en l'occurrence l'asymétrie d'information (la sélection adverse et l'aléa moral) dans leurs comportements d'octroi de crédits. Il comprend deux mécanismes que sont le canal du prêt bancaire (canal strict du crédit) et le canal du bilan (canal large du crédit).

Le canal du prêt bancaire (canal strict du crédit) stipule que les banques disposent d'une capacité de maîtrise de l'asymétrie d'information mais également s'appuient essentiellement sur les ressources bancaires telles que les réserves et les dépôts bancaires pour accorder les crédits aux emprunteurs. Ainsi, ce canal fonctionne sous l'hypothèse d'une substituabilité imparfaite entre ces ressources bancaires et les autres sources de mobilisation de fonds comme l'émission de titres. Dans ces conditions, une politique monétaire expansionniste visant à accroître les réserves et les dépôts bancaires induiraient une hausse des crédits bancaires et, en conséquence, une augmentation de l'investissement et de la consommation (Mishkin et al., 2010).

Le canal du bilan (canal large du crédit) considère qu'il existe une substituabilité imparfaite entre les moyens de financement externes et internes dont disposent les emprunteurs qui les conduit à solliciter les crédits auprès des banques, en leur versant une « prime de financement externe » (Bernanke et Gertler, 1989 et 1995). La « prime de financement externe » varie en sens inverse de la situation (santé) financière de l'emprunteur. Ainsi, en plus de la maîtrise de l'asymétrie d'information, le canal du bilan met l'accent sur la situation financière des emprunteurs comme étant un facteur déterminant de la décision d'octroi de crédits par les banques. La situation financière de l'emprunteur est appréciée par sa richesse nette comprenant notamment la valeur de ses actions ainsi que ses cash flows présents et futurs. Cette richesse nette pourrait servir de garantie (collatéral) à un emprunt (Drumetz et Pfister, 2010).

Ainsi, une diminution de la richesse nette de l'entreprise rendrait la banque réticente à lui accorder un crédit, car la banque ne disposerait pas d'une garantie suffisante qui lui permettrait de couvrir les pertes dues à l'asymétrie d'information.

[5] Voir notamment Mishkin (2010) qui expose de manière plus détaillée les différents canaux de transmission de la politique monétaire au secteur réel.

En situation normale d'expansion économique sans occurrence de chocs négatifs, le bilan des emprunteurs (ménages et entreprises) s'améliore induisant un assouplissement généralisé des conditions de financement et donc un accès plus facile aux crédits et à faible coûts. Dans ce contexte, une mesure de politique monétaire renforçant davantage la situation nette des entreprises à travers une augmentation des cours de leurs actions ou une amélioration de leurs cash flows induirait un accroissement supplémentaire des crédits bancaires, de l'investissement et de la production. En outre, une telle mesure agissant positivement sur la richesse nette des ménages, évaluée à travers leurs patrimoines (actifs financiers notamment) les inciterait à accroître leurs dépenses de consommation, en recourant à la liquidité via le crédit bancaire (Mishkin, 2010).

Cependant, le canal du crédit de transmission de la politique monétaire pourrait être affaibli par les risques climatiques. En effet, les risques physiques pourraient engendrer une réduction de la valeur des biens immobiliers et commerciaux dans les zones exposées, ce qui diminuerait la valeur nette des richesses des ménages et des entreprises dans ces zones. En outre, des changements soudains dans les politiques de transition ou dans le sentiment des investisseurs peuvent conduire à l'abandon d'actifs et à d'importantes dépréciations de la valeur en capital des entreprises.

Ces chocs sur les richesses nettes des entreprises et des ménages sont susceptibles d'induire une détérioration de la valeur des garanties et provoquer une augmentation des primes de financement (prime de risque) pour les entreprises exposées et créer des frictions financières supplémentaires. La baisse de la valeur des garanties et la hausse des primes de risque pourraient alors entraîner une contraction de l'offre de prêts limitant une transmission efficace de la politique monétaire à l'économie réelle (Mclnerney, 2022 ; Dees et Weber, 2020)

En outre, les activités bancaires pourraient être affectées négativement en fonction de la capacité des banques à gérer l'exposition de leur bilan aux risques physiques et de transition. Ces expositions pourraient se traduire à la fois par une augmentation du risque de défaillance dans les portefeuilles de titres acquis et de prêts octroyés. A cet égard, en affectant le bilan des intermédiaires financiers, ces expositions pourraient réduire leur capacité à ajuster les conditions de volume et de prix des nouveaux financements à l'économie par rapport aux orientations de la politique monétaire. En outre, les ventes massives d'actifs par les banques en difficulté pourraient faire baisser leurs prix et induire des conséquences négatives sur les marchés boursiers et sur leurs bilans. Ces frictions réduiraient également le volume de prêts accordés à l'économie réelle. Par ailleurs, l'exposition des banques centrales à des pertes potentielles peut les amener à adapter leur dispositif de garanties dans les opérations de politique monétaire pour tenir compte de manière adéquate du risque climatique, avec notamment l'introduction de restrictions sur le pool d'actifs bancaires éligibles au refinancement. Ces mesures pourraient affecter les opérations de refinancement de la banque centrale au profit des banques et limiter la fourniture continue de liquidités adéquates dans le secteur bancaire (BCE, 2021).

I.2. Travaux empiriques

Cette sous-section passe en revue quelques travaux empiriques relatifs à l'effet du changement climatique sur la transmission de la politique monétaire.

Benchora et al. (2025) et Patozi (2023) s'intéressent à l'effet du risque climatique, en l'occurrence le risque de transition sur le canal du prix des actifs de la politique monétaire aux Etats-Unis.

Benchora et al. (2025) examinent l'effet de la politique monétaire sur les prix des actions d'un échantillon de 857 entreprises américaines en fonction de leurs émissions de CO_2. La démarche méthodologique repose sur l'estimation d'un modèle de panel sur des données allant de 2010 à 2019. Ce modèle met en relation le prix des actions (le différentiel du prix) et un indicateur d'annonce surprise de mesures de politique monétaire le jour de la réunion du Comité de Politique Monétaire de la Réserve Fédérale (appelé Federal Open Market Committee (FOMC)) auquel s'ajoutent des variables de contrôle. L'effet de la politique monétaire conditionnellement à l'émission de CO_2 est capté par une variable d'interaction entre cette émission et l'indicateur d'annonce de politique monétaire. En outre, ils poursuivent leur analyse en appliquant la technique de projections locales sur la spécification en panel. Dans l'ensemble, les résultats révèlent qu'une annonce surprise de politique

monétaire accommodante (restrictive) influe positivement (négativement) sur les prix des actions en moyenne. En outre, les entreprises à forte intensité de carbone sont significativement plus affectées par l'annonce surprise de politique monétaire restrictive, en raison du fait que les prix de leurs actions baissent de plus en plus sur les marchés boursiers à mesure que l'intensité des émissions de carbone augmente. Ainsi, à mesure que la proportion des entreprises plus respectueuses de l'environnement augmente dans l'économie et que les préférences pour l'investissement durable se renforcent, l'efficacité de la politique monétaire traditionnelle pourrait diminuer. Sur cette base, les auteurs attirent l'attention sur la nécessité d'effectuer des recherches futures afin d'étudier comment la politique monétaire devrait être menée à la lumière de la transition écologique.

En outre, Patozi (2023) applique la même démarche pour étudier comment les performances environnementales affectent la transmission de la surprise de politique monétaire sur un échantillon plus large de 1.361 entreprises américaines, à partir des données de panel couvrant la période allant de 2008 à 2020. Les performances environnementales sont appréhendées par des scores déterminés sur la base de la notation des actions environnementales des entreprises. Les résultats mettent en évidence que les entreprises avec des scores environnementaux élevés sont significativement moins affectées par les mesures de politique monétaire que celles avec des scores environnementaux plus faibles. En outre, ces résultats ne sont pas liés aux différences dans les caractéristiques intrinsèques aux entreprises mais sont plutôt dus aux préférences des investisseurs pour la durabilité. Il conclue également que l'augmentation de la proportion des entreprises orientées vers la durabilité pourrait limiter la transmission de la politique monétaire. Dans la même perspective que Benchora et al. (2025), il suggère que les travaux sur la conduite de la politique monétaire dans le contexte de la transition écologique constituent un des axes de recherche importants pour l'avenir.

Altavilla et al. (2023) se focalisent sur l'influence du risque de transition sur le canal du taux d'intérêt de la politique monétaire. Ils analysent si les banques tiennent compte du degré d'émissions de CO_2 des entreprises dans l'application des taux d'intérêt débiteurs dans la zone euro et comment réagissent-elles dans un tel contexte en cas de décision de modification du taux directeur par la banque centrale. En combinant des données mensuelles sur les registres de crédit et les émissions de carbone des entreprises de la zone euro sur la période 2018-2022, les auteurs estiment un modèle de panel liant le spread (l'écart entre le taux débiteur moyen pratiqué par chaque banque sur son prêt à une entreprise et le taux sans risque) au degré d'émission de carbone par l'entreprise. En outre, ils appliquent la technique de projections locales en intégrant la variable de politique monétaire en interaction avec celle sur l'émission de CO_2 dans la spécification en panel. Ils effectuent la même analyse en considérant le volume des crédits (en logarithme) alternativement aux spreads. Les résultats mettent en évidence que les banques appliquent des taux d'intérêt plus élevés aux entreprises dont les émissions de carbone sont plus importantes et des taux plus faibles aux entreprises qui présentent des émissions réduites de carbone. En outre, la politique monétaire restrictive augmente le coût du crédit et réduit les prêts à toutes les entreprises avec son effet de contraction qui demeure plus faible pour les entreprises à faibles émissions relativement à celles à fortes émissions.

Javadi et Masum (2021) étudient l'effet du risque climatique sur les spreads en estimant un modèle de panel à partir de données collectées aux Etats-Unis sur les prix et les conditions des prêts ainsi que des informations détaillées sur les prêteurs et les emprunteurs couvrant la période 1986-2017. Le spread est appréhendé par l'écart annuel total payé par rapport au taux interbancaire offert à Londres (LIBOR). Le risque climatique est capté par l'indice de gravité de la sécheresse de Palmer (PDSI), développé par Palmer (1965) et qui est disponible pour 48 Etats des Etats-Unis, à l'exclusion de Washington D.C., de l'Alaska et d'Hawaï. Les résultats révèlent que le changement climatique est considéré comme un facteur de risque par les prêteurs et qu'il est pris en compte dans l'application des coûts de crédit des banques ainsi que dans d'autres caractéristiques contractuelles de leurs prêts. En exploitant le lien économique entre une entreprise et ses clients, il ressort que l'exposition des clients d'une entreprise au risque climatique a également une incidence négative sur le coût d'emprunt de cette entreprise. Au regard des résultats, les auteurs estiment qu'il est nécessaire de renforcer et de rendre plus transparentes les obligations de divulgation des risques climatiques car, ces exigences aident non seulement les banques à mieux identifier le profil de risque climatique chez leurs emprunteurs, mais surtout, elle peuvent aider les acteurs du marché à mieux intégrer le risque climatique dans leurs décisions d'investissement, ce qui conduirait à une tarification plus efficace de ce risque sur les marchés financiers.

D'autres études ont analysé l'effet direct des risques climatiques sur les prêts bancaires sans s'appesantir explicitement sur le canal de crédit, c'est-à-dire, sans la prise en compte d'une variable d'impulsion de la politique monétaire de la banque centrale dans les analyses.

Pavlič et al. (2026) étudient comment un événement climatique extrême influence la perception des risques climatiques par les banques slovènes, en examinant leur comportement d'octroi de crédits aux entreprises situées dans des zones inondables qui n'ont pas été directement touchées par les graves inondations enregistrées en Slovénie en août 2023. Ils combinent des données géolocalisées sur l'exposition des entreprises aux inondations avec celles issues du registre de l'ensemble des prêts mensuels octroyés aux entreprises slovènes entre décembre 2021 et juillet 2024. A l'aide d'un modèle en panel estimé notamment par la méthode des différences en différences, il ressort qu'à la suite de la catastrophe d'août 2023, les banques révisent leur évaluation du risque climatique, en durcissant les conditions de prêt aux entreprises exposées aux inondations. Plus précisément, ces entreprises connaissent une baisse du montant des prêts et une augmentation des coûts de l'emprunt. L'effet est plus prononcé pour les prêts à court terme et sans garantie. De ces résultats, les auteurs soulignent l'importance de la prise en compte des informations de géolocalisation sur les expositions au risque climatique au niveau microéconomique lors de l'analyse des effets des risques climatiques sur les prêts bancaires.

Takahashi et Shino (2025) examinent l'effet des émissions de gaz à effet de serre (GES) des entreprises sur les prêts bancaires, en combinant également des données sur les registres de crédit des banques et les émissions de gaz à effet de serre (GES) des entreprises japonaises cotées en bourse sur la période allant de 2006 à 2018. Les résultats indiquent que les banques réduisent considérablement leurs prêts aux entreprises dont les émissions de GES sont plus élevées. De plus, cet effet des émissions de GES sur les prêts bancaires au Japon semble avoir été présent même avant la signature de l'accord de Paris.

Chalabi-Jabado et Ziane (2024) analysent l'influence des risques physiques et de transition sur les performances des banques et la croissance des prêts, à partir des données de panel de 147 banques situées dans 37 pays couvrant la période 2011-2020. Les données sur les risques climatiques utilisées proviennent des informations de Carbon Disclosure Project (CDP[6]). Les résultats révèlent que les risques physiques influent négativement sur la croissance des prêts, tandis que la transition à bas carbone favorise la croissance des prêts. Sur cette base, les auteurs formulent des recommandations à l'intention notamment des banques et des autorités monétaires. Concernant les autorités monétaires, ils suggèrent de mettre en place et faire respecter des cadres réglementaires obligeant les banques à intégrer les risques liés au climat dans leurs dispositifs de gestion des risques. Cela pourrait inclure des tests de résistance aux risques climatiques et des lignes directrices pour la divulgation des informations sur ces risques. En outre, les Autorités monétaires pourraient offrir des incitations aux institutions financières pour qu'elles financent des technologies et des projets durables, motivant ainsi les banques à soutenir la transition vers une économie à faible émission de carbone. Par ailleurs, ils devraient exercer une surveillance continue afin de s'assurer que les banques respectent les règles et réglementations visant à instaurer un système financier durable.

Une étude de Tamno Tekam et al. (2022) ne portant pas directement sur les canaux de transmission mais plutôt sur les instruments, analyse l'incidence des chocs climatiques sur la masse monétaire et le taux d'intérêt à l'aide d'un modèle AutoRegressif à Retards Echélonnés (ARDL) sur des données de panel d'un échantillon de 82 pays en développement sur la période allant de 1996 à 2020. Les résultats révèlent que la vulnérabilité climatique influe sur la masse monétaire à long terme mais n'a pas d'effet significatif sur le taux d'intérêt. En outre, le taux d'intérêt et la masse monétaire réagissent différemment en prenant en compte l'hétérogénéité de l'échantillon selon le régime de change, l'union monétaire, la région géographique, le niveau de revenu et la désagrégation de l'indice de vulnérabilité. De même, Cevik et Jalles (2020a) et Cevik et Jalles (2020b) concluent à des effets défavorables de la vulnérabilité climatique sur les coûts et les notations des obligations souveraines respectivement dans leurs études s'intéressant au lien entre chocs climatiques et obligations souveraines.

[6] Carbon Disclosure Project (CDP) est un organisme international gérant l'une des plus grandes bases de données environnementales pour les entreprises, villes et Etats grâce à son système de reporting.

Globalement, les études empiriques recensées mettent essentiellement l'accent sur l'effet du changement climatique sur les canaux du prix des actifs, du crédit et de taux d'intérêt. En outre, elles s'appuient sur des données individuelles collectées à la fois sur les emprunteurs et les prêteurs, en l'occurrence les investisseurs sur le marché des actions et les banques. Les informations sur les emprunteurs concernent notamment leurs comportements en matière d'exposition aux risques climatiques, en particulier le risque de transition (degrés d'émission de carbone et performances environnementales des emprunteurs). Celles sur les prêteurs sont relatives à l'attrait pour les investisseurs des actions des emprunteurs ainsi qu'aux volumes de prêts accordés et taux d'intérêt appliqués aux emprunteurs par les banques suivant leurs profils de risque climatique respectifs. Ces différentes informations permettent d'apprécier la réaction des investisseurs et des banques à une décision de politique monétaire de la banque centrale dans un contexte de prise en compte des profils de risque climatique des emprunteurs. Par ailleurs, certaines études se sont intéressées aux effets directs des risques climatiques sur les prêts bancaires sans s'appesantir explicitement sur le canal du crédit de transmission de la politique monétaire.

Deux approches d'estimations économétriques sont couramment utilisées dans ces travaux, à savoir la régression d'un modèle de panel et l'application de la technique de projections locales dans la spécification en panel. Il ressort dans l'ensemble qu'une politique monétaire restrictive aurait tendance à pénaliser davantage les entreprises à fortes émissions de carbone comparativement à celles à faibles émissions de carbone, tandis qu'une politique monétaire expansionniste inciterait à offrir des taux d'intérêt plus bas et un financement plus abondant aux entreprises à fortes émissions qu'à celles à faibles émissions. Dans les deux cas, l'effet des chocs de politique monétaire sur les taux d'intérêt appliqués aux entreprises plus polluantes devrait être atténué si ces dernières s'engagent de manière crédible à réaliser des investissements visant à réduire leurs émissions de carbone, car cela réduirait leur exposition future au risque climatique. Comme retracé dans l'étude de Javadi et Masum (2021), les prêts sensibles à l'environnement ont connu une croissance substantielle (Cogan, 2008 ; Chava, 2014 ; Fard et al., 2020). Les études ayant analysé les effets directs des risques climatiques sur les crédits concluent que les risques physiques influent négativement sur les prêts bancaires, tandis que la transition vers le bas carbone accroît les prêts.

Dans l'ensemble, les études suggèrent que les autorités monétaires mettent en place des cadres réglementaires obligeant les banques à intégrer les risques liés au climat dans leurs dispositifs de gestion des risques. Ces cadres pourraient inclure des tests de résistance aux risques climatiques et des lignes directrices pour la divulgation des informations sur ces risques. En outre, elles pourraient offrir des incitations aux institutions financières pour qu'elles financent des technologies et des projets durables, motivant ainsi les banques à soutenir la transition vers une économie à faible émission de carbone. Toutefois, certaines études soulignent que l'augmentation de la proportion des entreprises orientées vers la durabilité dans l'économie pourrait également limiter l'efficacité de transmission de la politique monétaire traditionnelle. Elles suggèrent que les travaux sur la conduite de la politique monétaire dans le contexte de la transition écologique puissent constituer un des axes de recherche importants pour l'avenir.

Qu'en est-il de la prise en compte des risques climatiques dans les mécanismes de transmission de la politique monétaire au secteur réel dans l'UEMOA ?

I.3. Aperçu des initiatives dans le contexte du changement climatique dans L'UEMOA

Les pays de l'UEMOA mettent en place des politiques climatiques nationales d'atténuation et d'adaptation à travers notamment leurs Contributions Déterminées Nationales (CDN) respectives. Les CDN[7] constituent des engagements spécifiques pris par chaque pays pour réduire les émissions nationales de gaz à effet de serre (l'atténuation) et s'adapter aux impacts du changement climatique (l'adaptation) dans le cadre de l'Accord de Paris[8] adopté en 2015. Les besoins financiers estimés par les huit (8) Etats membres de l'UEMOA pour lutter contre le changement

[7] Les CDN de plusieurs pays, y compris celles de chaque pays de l'UEMOA sont disponibles via le lien https://unfccc.int/NDCREG.

[8] En décembre 2015, près de 195 pays du monde ont adopté l'Accord de Paris, lors de la 21e Conférence des Parties (COP21) signataires de la Convention-Cadre des Nations Unies sur les Changements Climatiques (CCNUCC) de 1992. L'objectif de cet Accord consiste à maintenir l'augmentation de la température moyenne mondiale en dessous de 2°C tout en poursuivant les efforts pour contenir (limiter) cette hausse à 1,5°C, afin d'atténuer davantage les conséquences désastreuses sur la planète.

climatique au titre des Contributions Déterminées au niveau National (CDN) s'élèvent à environ 78,2 milliards de dollars US à l'horizon 2030.

Le tableau n°1, ci-dessous, donne un aperçu des besoins exprimés par chaque pays de l'Union, en matière d'adaptation et/ou d'atténuation. Cependant, comme souligné par la Banque Ouest Africaine de Développement (BOAD[9]) et par Sever (2024), les pays de l'Union rencontrent beaucoup de difficultés dans la mobilisation de ces financements climatiques.

Tableau n°1 : Besoins financiers estimés au titre des Contributions Déterminées au niveau National (CDN) dans l'UEMOA (en milliards de dollars US et arrondis au dixième près)

Pays	Adaptation	Atténuation	Adaptation et atténuation	TOTAL
Bénin	1,8	8,6	0,2	10,6
Burkina	2,8	1,3	0 ,1	4,2
Côte d'Ivoire	12	10	N.D.	22
Guinée-Bissau	N.D.	0,7	N.D.	0,7
Mali	8	4,3	N.D.	12,3
Niger	6,7	3,2	N.D.	9,9
Sénégal	4,3	8,7	N.D.	13
Togo	2,8	2,7	N.D.	5,5
UEMOA	38,4	39,5	0,3	78,2

Source : Auteur, à partir des CDN de chaque pays de l'UEMOA

Note : N.D. indique que les statistiques sont non disponibles dans la CDN du pays concerné.

Pour faire face aux défis que pose le changement climatique dans l'UEMOA, la BCEAO a intégré le NGFS en 2019 afin de bénéficier des partages d'expériences et des réflexions susceptibles de favoriser une meilleure intégration des considérations climatiques dans la conduite de sa politique monétaire et le verdissement du système financier de l'Union. En outre, la Banque Centrale est membre du groupe de travail sur la finance verte inclusive mis en place par l'Alliance pour la Finance Inclusive (AFI). Comme susmentionné, la finance verte inclusive vise à soutenir les mesures d'adaptation aux changements climatiques et d'atténuation de leurs impacts ainsi que les politiques de lutte contre la dégradation de l'environnement en ayant recours aux politiques d'inclusion financière. Il conviendrait également de souligner que le manque de données sur le climat s'observe à l'échelle internationale à tel point que le NGFS recommande de remédier aux lacunes en matière de données pour l'évaluation du risque climatique et rendre publiques ces données dans un référentiel statistique.

Par ailleurs, la BCEAO met l'accent sur le renforcement des capacités des parties prenantes impliquées dans les questions liées au changement climatique. Elle a organisé une conférence internationale de haut niveau sur "Le rôle des banques centrales face aux défis du changement climatique". L'objectif de cette conférence était de permettre aux participants de mieux appréhender les enjeux et défis liés au changement climatique, en particulier pour les pays en développement. L'événement visait également à créer un cadre de réflexion et de partage d'expériences sur la politique climat qui favoriserait une meilleure contribution du secteur financier aux objectifs de résilience climatique et de transition vers une économie durable des Etats. De plus, elle a mis en place un programme de formation et de recherche spécifiquement sur la finance verte ayant pour objectifs de renforcer les compétences de son personnel et d'accompagner les structures de la Banque dans la maîtrise des travaux dans le domaine.

S'agissant des chantiers prioritaires au plan interne, le Plan Stratégique de la Banque Centrale couvrant la période 2025-2027 met l'accent sur la prise en compte des effets et des risques climatiques sur la stabilité monétaire de l'Union à travers l'analyse des risques et opportunités liés au changement climatique pour le secteur bancaire. La contribution de l'Institut d'émission aux objectifs de développement durable par la réduction de son empreinte carbone constitue également un point d'attention du Plan Stratégique. En outre, plusieurs actions sont prévues dans la feuille de route de la stratégie climat de la BCEAO sur la période 2026-2028. Au titre de la politique monétaire, il

[9] Cette information est disponible à travers le lien https://www.boad.org/fr/nos-secteurs-dintervention/environnement-finance-climat/

est envisagé d'étudier les ajustements potentiels à apporter au dispositif de mise en œuvre de la politique monétaire pour y intégrer les considérations climatiques et de renforcer la prise en compte des chocs climatiques dans le dispositif de prévision et d'analyse macroéconomique de la BCEAO. Concernant la stabilité financière, la feuille de route prévoit l'intégration des risques climatiques dans le cadre de régulation et de supervision des secteurs bancaires et de la microfinance ainsi que la mise en place d'une surveillance macroprudentielle des risques climatiques à l'échelle du secteur financier régional. L'élaboration de notes d'orientation et d'études est également envisagée dans le cadre de la promotion du développement d'une finance verte et inclusive afin de renforcer le financement des politiques d'adaptation et soutenir une économie plus durable dans les Etats membres de l'Union.

Ces actions s'accompagneront notamment du développement des compétences internes et au sein des secteurs bancaire, de la microfinance et de l'administration publique en matière de gestion des risques climatiques et de finance durable, de la promotion de la recherche scientifique sur les impacts du changement climatique dans le secteur financier de l'UEMOA ainsi que de l'amélioration de la disponibilité et de la qualité des données climatiques. L'efficacité de l'ensemble de ces actions repose sur l'élaboration d'une taxonomie verte, adaptée au contexte spécifique des économies de l'UEMOA, claire et compréhensible par tous.

La taxonomie verte consiste en une classification uniforme des activités économiques considérées comme « vertes ». Il s'agit des activités des secteurs économiques clés qui apportent une contribution directe substantielle à l'atténuation du changement climatique ou à l'adaptation en étant soit à très faibles émissions en elles-mêmes, soit en réduisant l'impact des émissions de carbone dans d'autres secteurs et soucieuses de l'environnement (Banque de France, 2022). Elle donne une orientation aux agents économiques sur les options de verdissement de leurs investissements et permet surtout d'éviter le développement du phénomène de « l'écoblanchiment » ou « verdissement d'image », appelé en anglais « green washing ». Le phénomène de « green washing » fait allusion aux fausses déclarations sur la nature écologique des actifs émis, en faisant croire frauduleusement au public que les produits, les objectifs et les politiques définis sont respectueux de l'environnement.

Sur le continent africain, l'Afrique du Sud demeure le premier pays ayant mis en place une taxonomie en 2022. Des projets sont en cours au Rwanda, au Kenya, en Tunisie et à l'Ile Maurice. Il en est de même dans l'UEMOA avec notamment les projets du Sénégal et du Bénin ainsi que la taxonomie de l'Autorité des Marchés Financiers de l'UMOA (AMF-UMOA).

Au Sénégal plus spécifiquement, le processus d'élaboration de la taxonomie verte du pays est à sa deuxième phase[10]. Cette étape qui a démarré le 25 octobre 2024, à Dakar, poursuit les travaux de mise en place d'un cadre de classification des activités vertes entamés dans la première phase lancée le 7 juillet 2023. Elle met l'accent sur les aspects techniques et opérationnels portant sur la définition des critères spécifiques d'éligibilité pour chaque secteur et la mise en place d'un mécanisme de suivi et d'évaluation.

Au Bénin, il est prévu l'adoption d'une taxonomie verte pour catalyser le financement climatique du secteur privé[11].

Concernant l'Autorité des Marchés Financiers de l'UMOA[12] (AMF-UMOA), elle a publié en février 2024 une taxonomie des projets faisant l'objet d'émissions d'obligations vertes, sociales et durables sur le marché financier régional de l'UMOA.

[10] Cette information est disponible via le lien https://www.fvc-senegal.sn/2024/10/28/2853/
[11] Voir le Communiqué de presse N°25/104 du Fonds Monétaire International (FMI) du 11 avril 2025 à travers le lien https://www.imf.org/fr/News/Articles/2025/04/11/pr25104-benin-imf-reaches-sla-on-6th-rev-of-eff-and-ecf-arr-and-3rd-rev-of-rsf-arr
[12] Voir la circulaire N°001./ AMF-UMOA / 2024 de l'AMF_UMOA (2024)

II. APPROCHE METHODOLOGIQUE

La démarche méthodologique pour examiner l'effet du changement climatique sur le canal du crédit de transmission de la politique monétaire dans l'Union s'inspire de la synthèse de la revue de la littérature et des informations liées au contexte spécifique de la zone UEMOA. Dans l'UEMOA, les risques physiques constituent les principaux risques dominants comparativement aux risques de transition. En outre, les statistiques décrivant de manière précise l'historique des profils de risque de transition des emprunteurs de l'Union, à travers leurs degrés d'émission de carbone ne sont pas disponibles au stade actuel. Par ailleurs, le canal du crédit bancaire demeure l'un des principaux canaux de transmission de la politique monétaire dans la zone UEMOA (Ary Tanimoune, 2011, Bationo, 2018), en raison du fait que le système financier de l'Union est caractérisé par la forte dominance des banques.

A cet égard, l'approche retenue consiste en l'analyse de l'effet de la vulnérabilité climatique sur le canal du crédit de la politique monétaire dans l'Union. Elle s'appuie sur des modèles en panel, à partir notamment des données individuelles sur les caractéristiques des banques disponibles dans la base FISEC (Fichier des Situations des Etablissements de Crédit) de la BCEAO.

II.1. Choix des variables et spécifications des modèles

II.1.1. Choix des variables

La variable dépendante retenue pour les spécifications est le volume des crédits bruts ($CRBT$). A l'instar de Altavilla et al. (2023), la transformation logarithmique ($LCRBT$) de la variable sera utilisée dans l'optique d'analyser les élasticités des crédits par rapport aux variables explicatives.

Les variables explicatives d'intérêt sont un indice de vulnérabilité climatique ($VULN$) et le taux moyen du marché monétaire (TMM). L'indice de vulnérabilité climatique est complété par d'autres variables qui appréhendent les catastrophes naturelles, à savoir le nombre d'occurrences de catastrophes naturelles d'ordre climatique ($CATAS$), le nombre de décès liés aux catastrophes naturelles ($DECES$) et le nombre de personnes affectées par les catastrophes naturelles ($AFCTE$).

L'indice de vulnérabilité climatique ($VULN$) est issu de la base de données de l'Université de Notre Dame-Global Adaptation Initiative (ND-GAIN). Il mesure l'exposition, la sensibilité et la capacité d'adaptation d'un pays aux effets négatifs du changement climatique. L'exposition concerne la nature et le degré auxquels un système est exposé au changement climatique, indépendamment du contexte socio-économique.

La sensibilité fait référence à la mesure dans laquelle un pays dépend d'un secteur affecté négativement par un risque climatique, ou la proportion de la population particulièrement sensible à un risque de changement climatique. La capacité d'adaptation se rapporte à la capacité de la société et des secteurs à mettre en œuvre des actions visant à réduire les dommages potentiels et à réagir aux conséquences négatives des événements climatiques.

Il prend en compte six secteurs vitaux, à savoir l'alimentation, l'eau, la santé, les services écosystémiques, l'habitat humain et les infrastructures. Trente-six (36) indicateurs, en raison de douze (12) pour chacune des composantes : exposition, sensibilité et capacité d'adaptation sont utilisés pour mesurer l'indice de vulnérabilité. Les 12 indicateurs de chaque composante sont répartis à hauteur de 2 indicateurs par secteur considéré, soit 6 indicateurs représentant les 3 composantes dans chaque secteur. Sur cette base, le score de vulnérabilité est la moyenne simple des scores sectoriels, qui constituent également les scores moyens des indicateurs des composantes. L'indice de vulnérabilité varie entre 0 et 1 (ou entre 0 et 100, à l'échelle 0-100). Pour chaque indicateur qui mesure la vulnérabilité, le score de l'indicateur montre la distance d'un pays par rapport à un objectif de zéro (le score le plus bas possible). Ainsi, une valeur élevée de l'indice de vulnérabilité traduit une forte vulnérabilité.

Un signe négatif du coefficient de l'indice de vulnérabilité climatique ($VULN$) est attendu. En effet, les banques seraient réticentes à financer les projets dans un contexte de vulnérabilités climatiques se traduisant par la présence d'incertitude à la fois sur l'offre et la demande des biens et services. Les projets d'investissement impliquent des charges financières certaines alors que les cash-flows qui en constituent les revenus futurs sont incertains et l'incertitude induite par les vulnérabilités climatiques constitue un des facteurs perturbateurs des prévisions de la rentabilité attendue sur l'investissement. De ce fait, les vulnérabilités climatiques engendreraient une baisse des crédits. L'indice de vulnérabilité climatique a été employé dans les études de Tamno Tekam et al. (2022), Cevik et Jalles (2020a) et Cevik et Jalles (2020b) soulignées dans les travaux empiriques.

Le tableau n°1 suivant fournit un récapitulatif[13] des indicateurs par secteur et par composante de l'indice de vulnérabilité.

Tableau n°1 : Indicateurs de l'indice (score) de vulnérabilité

Santé (6)	Aliment (6)	Services écosystémiques (6)	Habitat (6)	Eau (6)	Infrastructure (6)
12 indicateurs d'exposition, soit 2 par secteur					
12 indicateurs de la sensibilité, soit 2 par secteur					
12 indicateurs de la capacité d'adaptation, soit 2 par secteur					
Indice (score) de vulnérabilité = Moyenne simple des scores sectoriels					

Source : Auteur

Le nombre d'occurrences de catastrophes naturelles d'ordre climatique ($CATAS$), le nombre de décès liés aux catastrophes naturelles ($DECES$) et le nombre de personnes affectées par les catastrophes naturelles ($AFCTE$) sont répertoriés dans la base de données Emergency Events Database (EM-DAT) de l'Université Catholique de Louvain. En effet, cette base recense les catastrophes naturelles subis par les pays à travers le monde, en indiquant notamment les nombres d'affectés et de décès. Les Tableaux A1 et A2 à l'annexe 1 donnent un aperçu de ces statistiques pour les pays de l'UEMOA sur la période 2010 à 2022. Tout comme pour l'indice de vulnérabilité climatique, un signe négatif est attendu pour les coefficients des variables de catastrophes naturelles.

Le taux moyen du marché monétaire (TMM) est utilisé comme variable de politique monétaire de la Banque Centrale. Il constitue pour un mois donné, la moyenne mensuelle pondérée du taux marginal des opérations principales d'injection de liquidités du mois précédent. Son utilisation permet, pour les nécessités de l'estimation économétrique, d'avoir une meilleure variabilité de la variable d'intérêt par rapport au taux directeur qui varie très peu. Il provient des statistiques de la BCEAO. Le canal du crédit indique qu'une décision de politique monétaire d'assouplissement (de resserrement) du taux directeur induirait une augmentation (une diminution) de l'offre de crédit bancaire. Par conséquent, le signe attendu du coefficient du taux moyen du marché monétaire est négatif.

Les variables explicatives de contrôle concernent les caractéristiques des banques et les variables macroéconomiques. La revue de la littérature empirique effectuée a permis d'identifier certaines d'entre elles susceptibles d'expliquer les crédits bancaires dans l'UEMOA. Les variables caractéristiques des banques généralement utilisées sont celles liées à la performance telles que le rendement des actifs (ROA), calculé comme étant le ratio du résultat net sur le total des actifs, le rendement des fonds propres (ROE), mesuré par le résultat net (bénéfice après impôts) sur les fonds propres totaux et la marge d'intérêt nette (MIN) qui est la différence entre les intérêts reçus sur les actifs et les intérêts versés sur les passifs par la banque. En outre, le ratio des fonds propres sur le total des actifs (CAP) et le ratio d'adéquation du capital (CAR) correspondant au rapport des fonds propres sur les actifs pondérés des risques sont employés pour appréhender la capitalisation des banques.

[13] Voir les informations plus détaillées via le lien https://gain-new.crc.nd.edu/about/methodology

Cependant, les variables de performance et de capitalisation bancaire considérées dans cette analyse sont le rendement des actifs (ROA) et le ratio des fonds propres sur le total des actifs (CAP). Le choix du (ROA) se justifie par le fait que la marge d'intérêt nette (MIN) prise en compte dans la détermination du bénéfice (Attila et al., 2025) influe directement sur le résultat net et ainsi donc sur le rendement des actifs (ROA). Une marge d'intérêt nette plus élevée fait croître le résultat net. En outre, le (ROA) apparaît comme une mesure plus large de la profitabilité car il capte la rentabilité totale des actifs relativement au (ROE) qui mesure uniquement le retour sur l'investissement des actionnaires. Concernant la capitalisation, le ratio des fonds propres sur le total des actifs (CAP) a été employé car le ratio d'adéquation du capital (CAR) qui est la variable suivie dans le cadre de la surveillance prudentielle n'est pas disponible dans la base FISEC. Une relation positive est attendue entre chacune des deux variables (ROA et CAP) et les crédits. En effet, les banques avec des niveaux de rendement et de fonds propres élevés sont plus incitées à la création de revenu. Par ailleurs, les dépôts constituant une partie importante des ressources qu'emploient les banques pour le financement des activités de crédits alors le logarithme des dépôts ($LDPOT$) est également ajouté comme variable de contrôle. Les variables macroéconomiques prises en compte sont le taux de croissance du PIB réel ($TPIB$) et le taux de change effectif réel ($TCER$) qui captent l'influence de l'environnement macroéconomique sur les crédits. L'activité économique interne dynamique induirait une hausse des crédits de même qu'un accroissement de la compétitivité internationale.

II.1.2. Spécification des modèles

S'agissant des spécifications, elles s'inspirent également des approches de Altavilla et al. (2023) et Javadi et Masum (2021). Altavilla et al. (2023) effectuent une première régression mettant en relation les émissions de CO_2 et le spread avant d'y intégrer la variable de politique monétaire en interaction avec celle sur l'émission de CO_2 dans la spécification. En outre, l'étude de Javadi et Masum (2021) met l'accent sur l'effet du risque climatique sur les spreads.

Pour plus de simplicité, les spécifications, ci-après, sont faites avec l'indice de vulnérabilité climatique ($VULN$). Celles avec les variables de catastrophes naturelles s'écrivent de manière analogue en remplaçant l'indice de vulnérabilité climatique ($VULN$) par les variables de catastrophes naturelles alternativement, notamment le nombre d'occurrences de catastrophes naturelles d'ordre climatique ($CATAS$), le nombre de décès liés aux catastrophes naturelles ($DECES$) et le nombre de personnes affectées par les catastrophes naturelles ($AFCTE$). En outre, dans les spécifications, i, j et t désignent respectivement la banque i, le pays j d'implantation de la banque i et le temps t. La logique suivie est la suivante :

(i) Une première équation tentant d'appréhender l'effet de la vulnérabilité climatique sur les crédits bruts se présente comme suit :

$$LCRBT_{it} = \beta_0 + \beta_1.LDPOT_{it} + \beta_2.CAP_{it} + \beta_3.ROA_{it} + \beta_4.VULN_{jt} + \beta_5.TPIB_{jt} + \beta_6.TCER_{jt} + \mu_{it} \quad \text{(E1)}$$

L'estimation de cette équation (E1) permet de tester économétriquement l'effet de la vulnérabilité sur le crédit bancaire.

(ii) Ensuite, une seconde équation s'intéresse à l'influence du taux du marché monétaire sur les crédits en situation normale sans vulnérabilité climatique. Elle est décrite comme ci-après :

$$LCRBT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1.LDPOT_{it} + \alpha_2.CAP_{it} + \alpha_3.ROA_{it} + \alpha_4.TMM_t + \alpha_5.TPIB_{jt} + \alpha_6.TCER_{jt} + \varepsilon_{it} \quad \text{(E2)}$$

L'estimation de cette équation (E2) vise à vérifier l'effectivité du canal du crédit en situation normale sans vulnérabilité climatique.

(iii) une troisième équation se focalise sur le fonctionnement du canal de crédit dans un contexte préalable de vulnérabilité climatique. Ainsi, à l'instar de Patozi (2023), un terme d'interaction entre l'indice de vulnérabilité

retardé d'une période ($VULN_{jt-1}$) et le taux moyen du marché monétaire de la période courante (TMM_t) est pris en compte. L'utilisation de l'indice de vulnérabilité retardé d'une période ($VULN_{jt-1}$) capte le contexte préalable de vulnérabilité climatique. Cette spécification se présente comme suit :

$$LCRBT_{it} = \gamma_0 + \gamma_1.LDPOT_{it} + \gamma_2.CAP_{it} + \gamma_3.ROA_{it} + \gamma_4.VULN_{jt-1} + \gamma_5.TMM_t + \gamma_6.\left(VULN_{jt-1} * TMM_t\right) + \gamma_7.TPIB_{jt} + \gamma_8.TCER_{jt} + \vartheta_{it} \quad \text{(E3)}$$

L'estimation de cette équation permet d'analyser l'effet de la variation du taux moyen du marché monétaire sur l'offre de crédit des banques dans une situation préalable de vulnérabilité climatique affectant l'économie.

II.2. Données de l'étude : Stationnarité et méthode d'estimation des modèles

Les données sur les variables caractéristiques des banques, en l'occurrence les crédits bruts, le rendement des actifs, la capitalisation et les dépôts ont été générées à partir de celles issues de la base FISEC (Fichier des Situations des Etablissements de Crédit) de la BCEAO. Elles couvrent la période allant de 2010 à 2022. L'étude porte sur l'échantillon des banques dont les activités couvrent toute cette période. A cet égard, l'échantillon exclut les banques en activité avant ou à partir de 2010 dont les activités ne se sont pas étendues jusqu'en 2022 ainsi que celles qui sont entrées en exercice dans l'Union après 2010. Sur cette base, sur les 98 banques présentes dans l'Union en 2010, 69 banques sont restées en activité de façon permanente sur la période d'étude avec des statistiques régulièrement disponibles. Cet échantillon retenu (69 banques) dans le cadre de cette étude comprend, 43 grandes banques (Actifs ≥ 200 milliards en moyenne), 15 banques moyennes (100 milliards ≤ Actifs < 200 milliards en moyenne) et 11 petites banques (Actifs < 100 milliards en moyenne). L'actif total de ces banques représente en moyenne 77,26% du total des actifs des établissements de crédit sur la période de 2010 à 2022. L'année 2010 a été choisie car les données dans la base FISEC commencent en 2010. En outre, le choix de cette année 2010 se justifie en référence à l'entrée en vigueur de la réforme institutionnelle de l'UEMOA et de la BCEAO en 2010, définissant clairement l'objectif, le cadre et la mise en œuvre opérationnelle de la politique monétaire de la Banque Centrale. Le taux moyen du marché monétaire, le taux de croissance du PIB réel et le taux de change effectif réel proviennent également des statistiques de la BCEAO.

Les données utilisées sont en fréquence annuelle, en raison du fait que l'indice de vulnérabilité climatique et les variables de catastrophes naturelles sont compilées annuellement. Les Tableaux A3 et A4 à l'annexe 1 fournissent respectivement la définition des variables ainsi que leurs statistiques descriptives.

Les tests de stationnarité sur données de panel d'Im, Pesaran et Shin (2003) et de Levin, Lin et Chu (2002) ont été effectués sur chaque série. Une série est considérée stationnaire lorsque les deux tests sont à la fois valides. Il ressort des résultats de ces tests présentés dans le tableau n°2, ci-après, que les variables sont toutes stationnaires.

Tableau n°2 : Résultats des tests de stationnarité

Variables	En niveau		Décision	Stationnarité de la variable
	IPS	LLC		
	Probabilité	Probabilité		
LCRBT	0,0001***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
LDPOT	0,0002***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
CAP	0,0000***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
ROA	0,0000***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
VULN	0,0257**	0,0000***	I(0)	Stationnaire
CATAS	0,0000***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
DECES	0,0000***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
AFCTE	0,0000***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
TMM	0,0000***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
TPIB	0,0000***	0,0000***	I(0)	Stationnaire
TCER	0,0000***	0,0000***	I(0)	Stationnaire

Source : Auteur à partir des résultats sous Eviews

Notes : IPS désigne le test d'Im, Pesaran et Shin (2003) ; LLC désigne le test de Levin, Lin et Chu (2002) ; I(0) signifie que la variable est stationnaire en niveau ; *** indique la significativité au seuil de 1% ; ** indique la significativité au seuil de 5%.

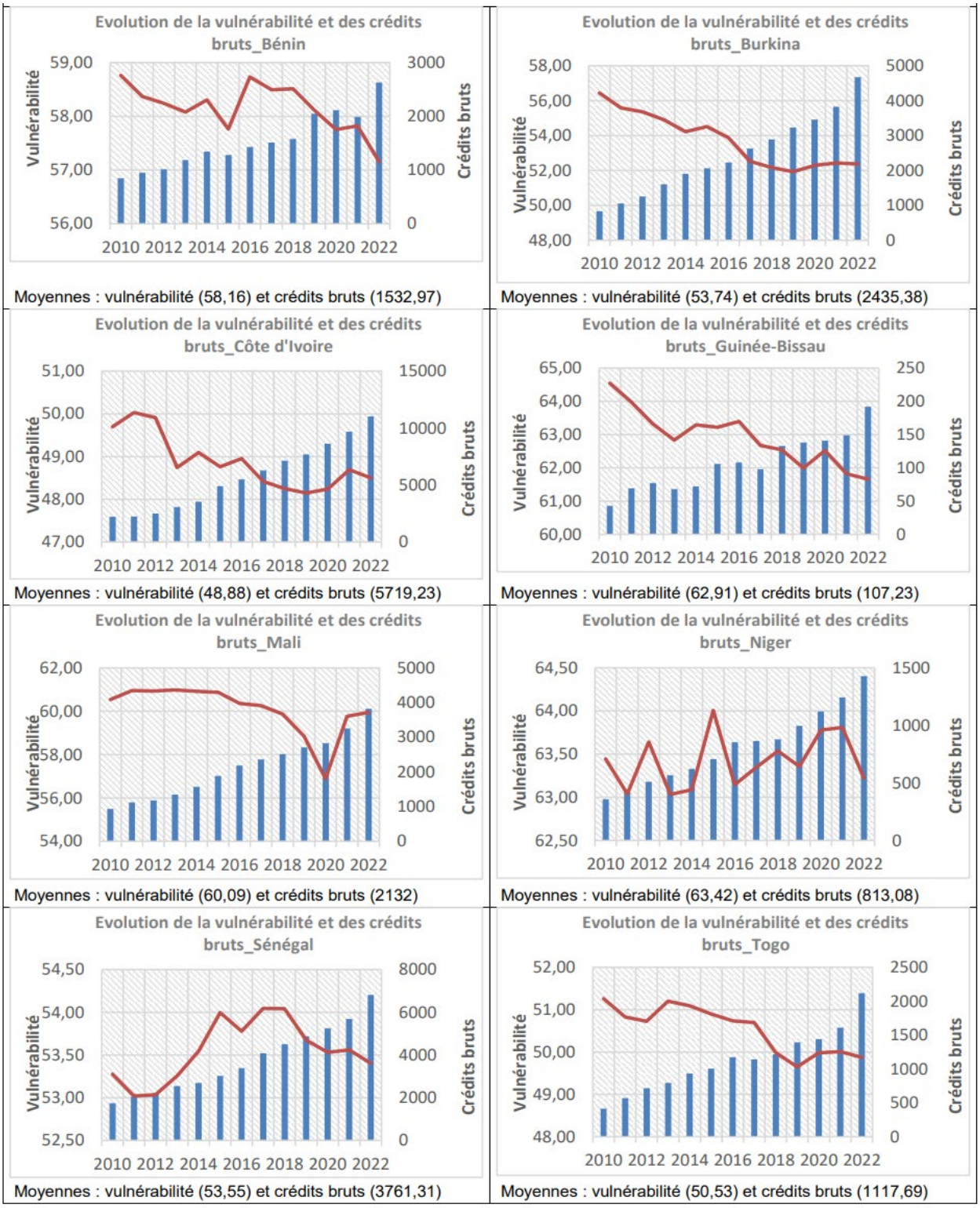
Les variables étant toutes stationnaires alors le test d'existence d'effets fixes de Fisher et celui de choix entre un modèle à effets fixes ou à effets aléatoires de Hausman ont été réalisés. Les résultats obtenus (voir Tableau A5 à l'annexe 2 ainsi que les Tableaux A8 et A9 à l'annexe 3) valident le modèle à effets fixes. En outre, les résultats des estimations des spécifications dynamiques par la méthode des moments généralisés (GMM) ne sont pas concluants (voir Tableau A7 à l'annexe 2). Par ailleurs, la faible dimension temporelle (2010-2022, soit 13 années) limite la portée de la méthode des projections locales dans l'approche dynamique (Herbst et Johannsen, 2024).

III. FAITS STYLISES

Le graphique n°1, ci-après, fournit un aperçu des évolutions de l'indice de vulnérabilité et des crédits bruts de chaque pays de l'UEMOA sur la période allant de 2010 à 2022. L'ensemble des pays de l'Union présentent des indices de vulnérabilité, en moyenne, au-dessus de 50% sur l'échelle de 0 à 100, à l'exception de la Côte d'Ivoire dont l'indice est demeuré au-dessous de 50% sur toute la période et se situe, en moyenne, à un niveau de 48,88%. Son pic qui constitue sa seule valeur ayant excédé 50% est celui de 2011 (50,03%). Sa valeur minimale est de 48,15% en 2019.

Les indices de vulnérabilité des autres pays sont demeurés au-delà de 50% sur la période 2010-2022. L'indice du Bénin est ressorti, en moyenne, à 58,16% avec les valeurs maximale et minimale de 58,76% en 2010 et 57,16% en 2022 respectivement. Celui du Burkina s'affiche à un niveau moyen de 53,74% avec une valeur maximale de 56,44% en 2010 et une valeur minimale de 51,96% en 2019. La valeur moyenne de l'indice pour la Guinée-Bissau correspond à 62,92%, située entre le niveau le plus élevé de 64,55% en 2010 et 61,66% en 2022. L'indice du Mali se situe, en moyenne, à 60,09%, compris entre 60,98% en 2013 et 56,88% en 2020. Celui du Niger enregistre une valeur moyenne de 63,42%, se trouvant entre les niveaux élevés de 64,01% en 2015 et faible de 63,03% de 2013. Le Sénégal affiche un niveau moyen de 53,55% avec les valeurs maximale et minimale de 54,05% en 2017 et 53,02% en 2011 respectivement. En moyenne de 50,53% sur la période, l'indice du Togo qui était de 51,26% en 2010 est descendu sous la barre de 50% à partir de 2018 (49,98%), atteignant son minimum (49,65%) en 2019, avant de remonter à 50,01% en 2021.

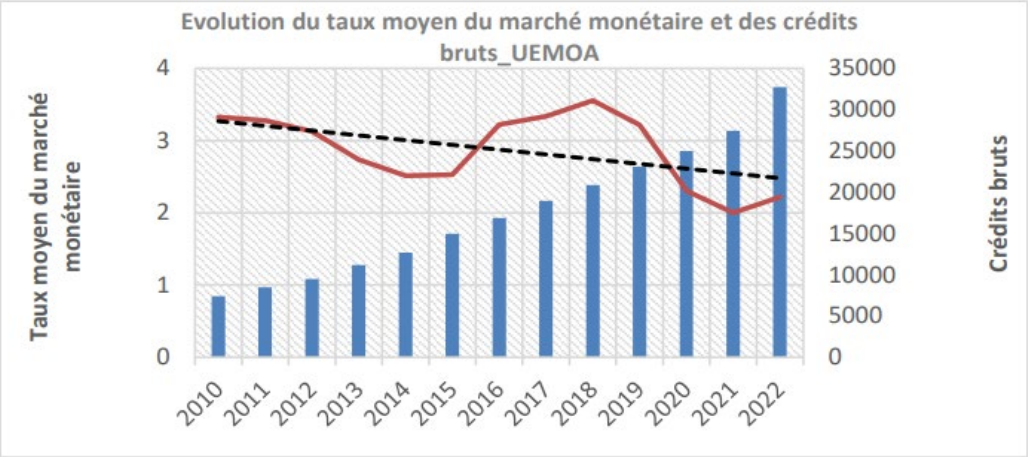
Graphique n°1 : Evolutions de la vulnérabilité et des crédits bruts



Source : Auteur
Notes : vulnérabilité désigne l'indice (le score) de vulnérabilité et les crédits bruts sont exprimés en milliards de FCFA.

Dans l'ensemble, les crédits bruts enregistrent une tendance haussière dans les pays de l'Union. Cette tendance haussière serait en lien avec l'entrée en vigueur de la réforme institutionnelle et l'UEMOA et de la BCEAO en 2010, avec notamment la mise en place d'Organes de la BCEAO, notamment le Comité de Politique Monétaire (CPM), le Conseil d'Administration, le Comité d'Audit et les Conseils Nationaux du Crédit. En outre, le renforcement des ressources stables des banques avec l'augmentation de leur capital, l'harmonisation et la diminution des coefficients de réserves obligatoires ainsi que l'intensification des opérations d'injection de liquidités sur le marché monétaire ont accentué la tendance haussière des crédits. Cette hausse des crédits est observée également dans un contexte marqué par l'assouplissement des conditions sur le marché monétaire de l'Union avec la baisse des taux directeurs de la BCEAO et du taux du marché monétaire. Cette tendance est relativement contrastée avec celle de l'indice de vulnérabilité qui affiche une tendance baissière, à l'exception du Niger et du Sénégal où l'indice présente des évolutions en dents de scie avec différentes phases. En outre, le graphique n°2, ci-dessous, décrivant la dynamique de l'ensemble des crédits bruts de l'UEMOA pris de manière agrégée conforte la tendance haussière observée au niveau des pays. En outre, cette évolution des crédits bruts est théoriquement en phase avec celle du taux moyen du marché monétaire qui enregistre une tendance baissière sur la période.

Graphique n°2 : Evolution du taux moyen du marché monétaire et des crédits bruts



Source : Auteur
Notes : le taux moyen du marché monétaire est exprimé en % et les crédits bruts sont exprimés en milliards de FCFA.

IV. RESULTATS

Les résultats obtenus portent sur les estimations des modèles à effets fixes validés par le test de Hausman. Ils sont estimés avec l'option robuste permettant de contrôler l'hétéroscédasticité des résidus. Il s'agit des estimations avec l'indice de vulnérabilité climatique ($VULN$) ainsi qu'avec les variables de catastrophes naturelles, à savoir le nombre d'occurrences de catastrophes naturelles d'ordre climatique ($CATAS$), le nombre de décès liés aux catastrophes naturelles ($DECES$) et le nombre de personnes affectées par les catastrophes naturelles ($AFCTE$).

IV.1 Résultats des estimations avec l'indice de vulnérabilité climatique

Le tableau n°3, ci-après, consigne les résultats des estimations avec l'indice de vulnérabilité climatique.

Tableau n°3 : Résultats des estimations avec l'indice de vulnérabilité climatique $(VULN)$

	Equation (E1)	Equation (E2)	Equation (E3)	Equation (E4)
$LDPOT$	0,5223***	0,5343***	0,4834***	0,4785***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
CAP	0,0013*	0,0014**	0,0020***	0,0020***
	(0,062)	(0,051)	(0,001)	(0,001)
ROA	0,0030***	0,0031***	0,0003	0,0003
	(0,008)	(0,006)	(0,764)	(0,784)
$VULN$	-0,0325***			
	(0,012)			
$VULN_{t-1}$			-0,0230*	-0,0217*
			(0,077)	(0,089)
TMM		-0,0329***	0,0238	
		(0,002)	(0,127)	
$(VULN_{it-1} * TMM_{it})$			-0,1008***	-0,0713***
			(0,000)	(0,000)
$TPIB$	0,0071***	0,0061***	0,0043***	0,0049***
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)
$TCER$	-0,0073***	-0,0080***	-0,0048***	-0,0053***
	(0,003)	(0,001)	(0,015)	(0,009)
Nombre de banques	69	69	69	69
Nombre d'observations	897	897	828	828
R^2 (Within)	0,7450	0,7416	0,7522	0,7512
Significativité globale (Prob> F)	0,000	0,000	0,000	0,000

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata
Notes : l'équation (E4) est juste une reprise de l'estimation de l'équation (E3) sans la variable TMM, en raison de son signe positif et de sa non significativité dans l'équation (E3).
*** indique la significativité au seuil de 1% ; ** indique la significativité au seuil de 5% et * indique la significativité au seuil de 10%.

L'équation (E4) est juste une reprise de l'estimation de l'équation (E3) sans la variable TMM, en raison de son signe positif et de sa non significativité dans l'équation (E3). Autrement dit, le coefficient de la variable de politique monétaire (TMM) prise individuellement est positif et non significatif dans l'équation (E3), mais demeure significatif conditionnellement à la prise en compte de la situation préalable de vulnérabilité climatique. Tous les modèles sont globalement significatifs au seuil de 1% car les probabilités de Fisher (Prob> F) sont toutes égales à zéro.

Les résultats des estimations mettent en évidence que la vulnérabilité climatique influent négativement et significativement sur les crédits bruts. En outre, le canal du crédit est vérifié en l'absence de vulnérabilité climatique avec l'effet négatif de la politique monétaire sur les crédits bruts. Par ailleurs, cet effet négatif est plus amplifié en prenant compte un contexte préalable de vulnérabilité climatique.

Une hausse de l'indice de vulnérabilité d'un point (une unité) induit une baisse des crédits bruts de 3,25% (Equation (E1)) ; une hausse du taux du marché monétaire d'un point de pourcentage (100 points de base) se traduit par une baisse des crédits bruts de 3,29% (Equation (E2)).

Le coefficient du terme d'interaction entre l'indice de vulnérabilité et le taux moyen du marché monétaire est négatif et statistiquement significatif. Il se situe à -0,0713 (Equation (E4)) et demeure supérieur à celui du taux du marché monétaire en situation normale sans vulnérabilité climatique (-0,0329). Ce résultat laisse transparaître que dans un contexte de vulnérabilité climatique, une augmentation du taux du marché monétaire pourrait induire un effet défavorable plus prononcé sur l'offre de crédits, en raison des frictions (des incertitudes) engendrées par les risques climatiques dans les secteurs réel et financier. L'augmentation du taux du marché monétaire se traduirait par une

baisse des crédits bruts de 7,13% soit une baisse de 3,84% de plus. Cette baisse est fonction de l'ampleur de la vulnérabilité climatique.

Ces résultats paraissent en ligne avec ceux notamment de Benchora (2025), Patozi (2023) et Altavilla (2023) mettant en évidence qu'un resserrement du taux de politique monétaire dans un contexte où les entreprises sont vulnérables aux risques climatiques induit un durcissement plus prononcé des conditions de prêts par les banques et affaiblit l'efficacité de la politique monétaire par le canal du crédit. Les études de Benchora (2025) et Patozi (2023) révèlent que les risques climatiques affectent le canal du bilan des entreprises (canal large du crédit) puisqu'un resserrement de la politique monétaire se traduit par une forte baisse des prix des actions des entreprises exposées aux risques climatiques. En revanche, l'étude de Altavilla (2023) fournit des résultats plus précis sur l'offre de crédits des banques. Un resserrement du taux de politique monétaire de 0,25 point de pourcentage (25 points de base) induit une contraction du volume des prêts de 2,5%. En outre, ce resserrement monétaire engendre une baisse supplémentaire de 2,7% des prêts pour les entreprises fortement émettrices de CO_2, contre 1,5% de plus pour les entreprises engagées dans un objectif de réduction de leurs émissions. Par ailleurs, les effets négatifs directs des risques climatiques sur le comportement d'offre de crédits des banques sont également confirmés dans la présente étude, à l'instar des travaux de Pavlič et al. (2026), Takahashi et Shino (2025) ainsi que Chalabi-Jabado et Ziane (2024) qui font ressortir que les banques prennent en compte l'influence de la vulnérabilité climatique des entreprises dans leurs décisions d'octroi de prêts bancaires.

Les coefficients des variables de contrôle, en l'occurrence ceux du rendement, de la capitalisation et des dépôts présentent le signe positif attendu dans les équations. Il en est de même pour le taux de croissance du PIB réel et du taux de change effectif réel.

IV.2 Résultats des estimations avec les variables de catastrophes naturelles

Les tableaux n°4 et n°5, ci-dessous, présentent les résultats des estimations avec les variables de catastrophes naturelles, en l'occurrence le nombre d'occurrences de catastrophes naturelles et le nombre de décès liés aux catastrophes naturelles. Le lien entre le nombre personnes affectées et les crédits bancaires ne transparaît pas (Voir Tableau A10 à l'annexe 3).

Tableau n°4 : Résultats des estimations avec le nombre d'occurrences de catastrophes naturelles ($CATAS$)

	Equation (E1)	Equation (E2)	Equation (E3)
$LDPOT$	0,5494*** (0,000)	0,5343*** (0,000)	0,5021*** (0,000)
CAP	0,0014** (0,044)	0,0014** (0,051)	0,0020*** (0,001)
ROA	0,0030*** (0,006)	0,0031*** (0,006)	0,0003 (0,772)
$CATAS$	-0,0153** (0,026)		
$CATAS_{t-1}$			-0,0149 (0,324)
TMM		-0,0329*** (0,002)	-0,0199* (0,071)
$(CATAS_{it-1} * TMM_{it})$			0,0001 (0,986)
$TPIB$	0,0052*** (0,001)	0,0061*** (0,000)	0,0045*** (0,000)
$TCER$	-0,0074*** (0,002)	-0,0080*** (0,001)	-0,0050*** (0,010)
Nombre de banques	69	69	69
Nombre d'observations	897	897	828
R^2 (Within)	0,7403	0,7416	0,7445
Significativité globale (Prob> F)	0,000	0,000	0,000

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata
Notes : *** indique la significativité au seuil de 1% ; ** indique la significativité au seuil de 5% et * indique la significativité au seuil de 10%.

Tableau n°5 : Résultats des estimations avec le nombre de décès liés aux catastrophes naturelles $(DECES)$

	Equation (E1)	Equation (E2)	Equation (E3)
$LDPOT$	0,5535***	0,5343***	0,5075***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)
CAP	0,0014**	0,0014**	0,0019***
	(0,045)	(0,051)	(0,001)
ROA	0,0031***	0,0031***	0,0004
	(0,006)	(0,006)	(0,746)
$DECES$	-0,0006**		
	(0,026)		
$DECES_{t-1}$			-0,0023*
			(0,067)
TMM		-0,0329***	-0,0283***
		(0,002)	(0,015)
$(DECES_{it-1} * TMM_{it})$			0,0007
			(0,122)
$TPIB$	0,0063***	0,0061***	0,0052***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$TCER$	-0,0083***	-0,0080***	-0,0055***
	(0,001)	(0,001)	(0,008)
Nombre de banques	69	69	69
Nombre d'observations	897	897	828
R^2 (Within)	0,7401	0,7416	0,7438
Significativité globale (Prob> F)	0,000	0,000	0,000

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata
Notes : *** indique la significativité au seuil de 1% ; ** indique la significativité au seuil de 5% et * indique la significativité au seuil de 10%.

Les résultats des estimations mettent en évidence que le nombre d'occurrences des catastrophes naturelles ainsi que les décès occasionnés ont des effets défavorables directs sur les crédits bancaires. Leur accroissement engendre une contraction des crédits. Toutefois, ces résultats ne révèlent pas une influence de ces variables de catastrophes naturelles sur le canal du crédit de transmission de la politique monétaire. A titre illustratif, le terme d'interaction entre le taux du marché monétaire et chacune des variables de catastrophes naturelles $(CATAS_{it-1} * TMM_{it})$ et $(DECES_{it-1} * TMM_{it})$ ressort positif et non significatif, en lieu et place d'un signe négatif et significatif attendu dans chacune des équations.

CONCLUSION

Cette étude analyse l'effet du changement climatique sur le canal du crédit de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA. Pour ce faire, la démarche méthodologique a consisté en la spécification de trois modèles de panel sur des données individuelles d'un échantillon de 69 banques de l'UEMOA régulièrement en activité sur la période allant de 2010 à 2022. La première tente d'appréhender l'effet de la vulnérabilité climatique et de l'avènement de catastrophes naturelles sur les crédits bruts. La seconde vise à s'assurer que le canal du crédit demeure effectivement fonctionnel en situation normale, sans vulnérabilité climatique et catastrophes naturelles. La troisième spécification évalue le fonctionnement du canal de crédit dans un contexte de vulnérabilité climatique et d'avènement de catastrophes naturelles.

Les variables liées à la vulnérabilité climatique utilisées sont l'indice de vulnérabilité climatique de l'Université de Notre Dame-Global Adaptation Initiative (ND-GAIN) et les variables relatives aux catastrophes naturelles. L'indice de vulnérabilité climatique mesure l'exposition, la sensibilité et la capacité d'adaptation d'un pays aux effets négatifs du changement climatique. Les variables relatives aux catastrophes naturelles portent sur le nombre d'occurrences de catastrophes naturelles d'ordre climatique, le nombre de décès liés aux catastrophes naturelles et le nombre de personnes qui y sont affectées. Ces informations sont répertoriées dans la base de données Emergency Events Database (EM-DAT) de l'Université Catholique de Louvain. Le taux moyen du marché monétaire est utilisé comme variable de politique monétaire de la Banque Centrale.

Les résultats des estimations mettent en évidence que la vulnérabilité climatique et les catastrophes naturelles (en termes de nombre d'occurrences et de décès subis) influent négativement et significativement sur les crédits bruts. En outre, le canal du crédit est vérifié en l'absence de vulnérabilité climatique et d'avènement de catastrophes naturelles, avec l'effet négatif de la politique monétaire sur les crédits. Par ailleurs, cet effet négatif est amplifié dans un contexte préalable de vulnérabilité climatique.

Ces résultats révèlent que la vulnérabilité climatique influe négativement sur le fonctionnement du canal du crédit de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA. En effet, les banques tiennent compte des facteurs de vulnérabilité climatique dans leurs comportements d'octroi de crédits aux emprunteurs. A cet égard, leurs réactions à une modification de la variable de politique monétaire sont conditionnées par leurs perceptions de la vulnérabilité climatique des emprunteurs. Sur cette base, l'étude suggère la mise en œuvre d'actions visant à réduire la vulnérabilité des économies de l'Union et leur exposition aux chocs climatiques afin d'amener les banques à modérer leurs perceptions de la vulnérabilité climatique des emprunteurs.

Au niveau des Etats, les suggestions sont relatives notamment à :

- la mise en place de systèmes d'alerte précoce dans les pays de l'Union permettant d'anticiper et de prendre des mesures préventives pour réduire la vulnérabilité des populations aux chocs climatiques ;
- la réalisation d'infrastructures résistantes aux chocs climatiques permettant de limiter les pertes matérielles et humaines en cas de catastrophes naturelles.

Au niveau de la BCEAO, l'attention pourrait être portée sur la mise en œuvre des actions prévues dans la feuille de route de sa stratégie climat susmentionnée. Celles-ci concernent notamment :

- l'étude des ajustements potentiels à apporter au dispositif de mise en œuvre de la politique monétaire pour y intégrer les considérations climatiques ;
- l'élaboration de notes d'orientation et d'études dans le cadre de la promotion du développement d'une finance verte et inclusive afin de renforcer le financement des politiques d'adaptation et soutenir une économie plus durable dans les Etats membres de l'Union ;
- l'intégration des risques climatiques dans le cadre de régulation et de supervision des secteurs bancaires et de la microfinance ;
- la mise en place d'une surveillance macroprudentielle des risques climatiques à l'échelle du secteur financier régional.

BIBLIOGRAPHIE

Acevedo S., Mrkaic M., Novta N., Pugacheva E. et Topalova P. (2020), « The Effects of weather shocks on economic activity : What are the channels of impact ? », *Journal of Macroeconomics*, 65, 103207.

Altavilla C., Boucinha M., Pagano M. et Polo A. (2023), « Climate Risk, Bank Lending and Monetary Policy », Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), *Working Paper* N° 687.

Arent D.J., Tol R.S.J., Faust E., Hella J.P., Kumar S., Strzepek K.M., Tóth F.L., et Yan D. (2014), « Key economic sectors and services ». In : Climate Change 2014: Impacts, Adaptation, and Vulnerability. Part A : Global and Sectoral Aspects. Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Field, C.B., V.R. Barros, D.J. Dokken, K.J. Mach, M.D. Mastrandrea, T.E. Bilir, M. Chatterjee, K.L. Ebi, Y.O. Estrada, R.C. Genova, B. Girma, E.S. Kissel, A.N. Levy, S. MacCracken, P.R. Mastrandrea, and L.L. White (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, pp. 659-708.

Asafu-Adjaye J., Ndung'u N. et Shimeles A. (2022), « Macroeconomic Consequences of Climate Change in Africa and Policy Implications », *Working Paper*, The Task Force on Climate, Development and the International Monetary Fund, April.

Attila J., Combes J-L et Ouedraogo R., (2025), « Natural disasters and bank liquidity creation in Sub-Saharan African countries: Evidence from banks panel data », *Quarterly Review of Economics and Finance* 100 (2025) 101959.

Banque de France (2020), « La transmission de la politique monétaire », ABC de l'économie, Octobre.

Banque de France (2019), « La finance verte », ABC de l'économie, Octobre.

Bationo B. F. (2018), « Politiques monétaire et de change : Le franc CFA, un choix optimal pour l'Union monétaire ouest-africaine ? », L'Harmattan, Etudes africaines, Série Banque.

Batten S., Sowerbutts R. et Tanaka M. (2016), « Let's talk about the weather: The impact of climate change on central banks », *Staff Working Paper*, n°603, Bank of England, May.

BCE (2021), « Strategy Review: Climate change and monetary policy in the euro area», *Occasional Paper* N°.271.

Beirne J., Dafermos Y., Kriwoluzky A., Renzhi N., Volz U. et Wittich J. (2021), « The Effects of Natural Disasters on Price Stability in the Euro Area », *Working Paper*, n°244, SOAS Department of Economics, Novembre.

Benchora I., Leroy A. et Raffestin L. (2025), « Is Monetary Policy Transmission Green? », *Economic Modelling 144 (2025) 106992.*

Bernanke B. S. et Gertler M., (1995), « Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, n°4, pp. 27-48.

Bernanke B. S. et Gertler M. (1989), « Agency costs, Net Worth and business fluctuations », *American Economic Review*, 79 (1), pp. 14-31.

Cerruti C. et Bavandi A. (2022), « Risques climatiques et opportunités », Note technique préparée sur l'UEMOA dans le cadre du Programme d'Evaluation du Secteur Financier (PESF), conjointement entre la Banque Mondiale et le FMI pendant les mois de septembre 2021- janvier 2022.

Cevik S. et Jalles J. T. (2020a), « This Changes Everything: Climate Shocks and Sovereign Bonds », *IMF Working Paper,* WP/20/79, June.

Cevik S. et Jalles J. T. (2020b), « Feeling the Heat: Climate Shocks and Credit Ratings », *IMF Working Paper,* WP/20/286, December.

Chalabi-Jabado F. et Ziane Y. (2024), « Climate risks, financial performance and lending growth: Evidence from the banking industry », *Technological Forecasting & Social Change* 209 (2024) 123757.

Chava, S. (2014), « Environnemental externalities and cost of capital », *Management Science*, 60(9), 2223-2247.

Cogan, D. G.(2008), « Corporate governance and climate change : the banking sector », Ceres Report, Boston.

De Bandt O., Jacolin L. et Lemaire T. (2021), « Climate change in developing countries : Global warming effects, transmission channels and adaptation policies », *Working Paper*, WP822, Banque de France, Juin.

Dees S., Weber P-F (2020), « Les conséquences du changement climatique pour la politique monétaire », *Revue d'Economie Financière*, No 138, Pages 243 à 257.

Dell M., Jones B. F., et Olken B. A. (2014), « What do we learn from the weather? The new climate-economy literature », *Journal of Economic Literature*, 52, 740–98.

Dell M., Jones B. F., et Olken B. A. (2012), « Temperature shocks and economic growth : Evidence from the last half century », *American Economic Journal : Macroeconomics*, 4, 66–95.

Dikau S. et Volz U. (2021), « Central bank mandates, sustainability objectives and the promotion of green finance », *Ecological Economics* 184 (2021) 107022.

Drumetz F. et Pfister C. (2010), « Politique monétaire », Ouvertures économiques, De Boeck

Faccia D., Parker M. et Stracca L. (2021), « Feeling the heat: extreme temperatures and price stability », *Working Paper Series*, n°2626, European Central Bank, Décembre.

Fankhauser S. et Tol R. S. J. (2005), « On climate change and economic growth », *Resource and Energy Economics*, 27:1–17.

Fard A., Javadi S. et Kim I. (2020), « Environmental regulation and the cost of bank loans : international evidence », *Journal of Financial Stability,* 51 (2020) 100797

Grippa P., Schmittmann J. et Suntheim F. (2019), « Climate change and financial risk : Central banks and financial regulators are starting to factor in climate change », *Finance & Development*, December.

Hagos B. G. (2018), « Climate change driven food inflation in Ethiopia? », *Asian Journal of Empirical Research*, 8(1), 13-22.

Heinen A., Khadan J. et Strobl E. (2019), « The price impact of extreme weather in developing countries », *The Economic Journal*, vol. 129, no. 619, pp. 1327–1342.

Herbst P. E. et Benjamin K. Johannsen K. B. (2024), « Bias in local projections », Journal of Econometrics, Volume 240, Issue 1, March 2024, 105655.

Javadi S. et Masum A. (2021), « The impact of climate change on the cost of bank loans », *Journal of Corporate Finance* 69.

Kahn M. E., Mohaddes K., Ng R. N. C., Pesaran M. H., Raissi M. et Yang J-C. (2019), « Long term macroeconomic effects of climate change : A cross-country analysis », *Cambridge Working Paper in Economics*, 1965.

McInerney N. (2022), « The Macroeconomic Implications of Climate Change for Central Banks », *Quarterly Bulletin* 01, Central Bank of Ireland, January.

Mishkin F. S. (2010), « Monnaie, banque et marchés financiers », Edition Nouveaux Horizons (9ème édition).

Molico M. (2019), « Researching the Economic Impacts of Climate Change : Implications for monetary policy and financial stability », November.

Mukherjee K. et Ouattara B. (2021), « Climate and monetary policy: do temperature shocks lead to inflationary pressures? », *Climatic Change*, 167: 32.

NGFS (2022), « NGFS Scenarios for central banks and supervisors », September.

Palmer W. C., (1965), « Meteorological Drought », Volume 30, US Department of Commerce, Weather Bureau.

Parker M. (2018), « The Impact of Disasters on Inflation », *Economics of Disasters and Climate Change*, Vol. 2(1), April, pp. 21-48.

Patozi A. (2023), « Green Transmission: Monetary Policy in the Age of ESG », *Cambridge Working Papers in economics/janeway institute Working Papers.*

Pavlič D., Volkb M. et Marinč M. (2026), « When faced with reality: How extreme weather events influence bank lending », *Research in International Business and Finance* 81 (2026) 103148.

Sever C. (2024), « Climate Change in the WAEMU : Trends, Macro-criticality and Options Going Forward », *IMF Selected Issues Paper* (SIP/2024/015), Washington, D.C., International Monetary Fund.

Takahashi K. et Shino J. (2025), « Greenhouse gas emissions and bank lending in Japan », *Journal of Climate Finance* 11 (2025) 100067.

Tamno Tekam J. E., Keneck-Massil J. et BIKAI J. L. (2022), « Changement climatique et politique monétaire dans les pays en développement », *BEAC Working Paper*- BWP n°05/22.

Trinnou G. M. (2022), « Choc climatique, production et inflation dans l'UEMOA », *Document d'Etude et de Recherche*, n°COFEB/DER/2022/02, BCEAO, Décembre.

ANNEXES

ANNEXE 1

Tableau A1 : Statistiques sur les catastrophes naturelles dans les pays de l'UEMOA (2010-2022)

	Années	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Bénin	Nombre de catastrophes	1	1	1	2	0	0	0	0	0	0	1	1	1
	Décès	46	0	4	1	0	0	0	0	0	0	6	13	44
	Nombre d'affectés	680.000	5.840	55.000	32.735	0	0	0	0	0	0	7.000	35.850	73.000
Burkina	Nombre de catastrophes	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	4	0	1
	Décès	16	0	18	2	0	8	15	2	0	0	13	0	0
	Nombre d'affectés	133.362	2.850.000	21.000	11.383	4.000.000	28.871	27.826	882	0	0	6.507.769	0	3.500.928
Côte d'Ivoire	Nombre de catastrophes	2	0	0	0	2	1	1	1	1	1	1	0	1
	Décès	18	0	0	0	26	16	20	15	20	12	24	0	13
	Nombre d'affectés	6.425	0	0	0	0	0	0	200	25.000	14.002	16.525	0	11.478
Guinée-Bissau	Nombre de catastrophes	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
	Décès	2	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0
	Nombre d'affectés	56.792	0	0	0	0	0	0	0	11.541	0	0	0	0
Mali	Nombre de catastrophes	3	2	0	2	0	1	1	0	1	2	1	0	2
	Décès	0	1	0	37	0	5	13	0	0	15	0	0	10
	Nombre d'affectés	632.000	3.515.415	0	46.000	0	2.000	9.500	0	13.150	6.979	6.800.000	0	1.814.753
Niger	Nombre de catastrophes	2	3	2	2	1	2	2	3	1	2	3	1	2
	Décès	5	16	95	32	36	27	61	72	36	52	83	62	195
	Nombre d'affectés	233.226	3.041.175	585.952	181.029	165.578	2.675.165	126239	1.340.813	130.468	223.000	4.382.608	105.690	4.722.000
Sénégal	Nombre de catastrophes	2	2	1	1	1	0	1	0	1	1	1	0	1
	Décès	2	0	19	8	0	0	5	0	0	6	11	0	0
	Nombre d'affectés	102.453	855.214	57.000	163.212	639.702	0	10.540	0	320.000	8.919	17.000	0	19.838
Togo	Nombre de catastrophes	2	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	1
	Décès	22	0	0	0	0	0	0	0	0	0	11	0	0
	Nombre d'affectés	111.550	0	0	0	0	0	0	16.060	0	0	57.000	0	18.596

Source : Auteur, à partir des données de EM-DAT

Tableau A3 : Définition des variables utilisées dans les modèles

Granularité des données	Liste des variables	Sources
Données individuelles des banques (69 banques)	- Logarithme des crédits bruts ($LCRBT$) - Ratio du résultat net sur le total des actifs (ROA), - Logarithme des dépôts ($LDPOT$) - Ratio des fonds propres sur le total des actifs (CAP)	À partir de FISEC
Données agrégées par pays	- Indice de vulnérabilité climatique ($VULN$)	Base de données de l'Université de Notre Dame-Global Adaptation Initiative (ND-GAIN)
	- Nombre d'occurrences de catastrophes naturelles ($CATAS$) - Nombre de décès liés aux catastrophes naturelles ($DECES$) - Nombre de personnes affectées par les catastrophes naturelles ($AFCTE$)	Emergency Events Database (EM-DAT) de l'Université Catholique de Louvain
	- Taux de croissance du PIB réel ($TPIB$) - Taux de change effectif réel ($TCER$)	- Statistiques de la BCEAO
Donnée commune pour les pays de l'Union	Taux moyen du marché monétaire (TMM)	Statistiques de la BCEAO

Source : Auteur

Tableau A4 : Statistiques descriptives des variables

	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
CRBT	897	161.734,5	199.737,7	682,0000	2.074.464
DEPOT	897	129.345,5	196.034,2	78,00000	2.016.227
CAP	897	10,10219	14,42114	-141,9506	149,9429
ROA	897	0,091711	4,761586	-36,91785	45,73076
VULN	104	54,89416	4,846413	48,14580	64,54532
CATAS	104	0,884615	0,884688	0	4
DECES	104	12,44231	25,98088	0	195
AFCTE	104	492.915,7	1.313.901	0	6.800.000
TPIB	104	5,070948	2,682527	-4,196381	12,40362
TCER	104	97,01470	3,663171	82,16105	103,4488
TMM	13	2,873992	0,491114	2,000000	3,554417

Source : Auteur

ANNEXE 2

Tableau A5 : Résultats des tests de Fisher et de Hausman

Equation (E1) avec vulnérabilité climatique

- Test de Fisher de présence d'effets fixes (fe)

```
F test that all u_i=0: F(68, 822) = 25.87                     Prob > F = 0.0000
```

- Test de Hausman de choix entre un modèle à effets fixes (fe) ou à effets aléatoires (re)

```
. hausman fe re, sigmamore
```

	Coefficients (b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
ldpot	.522335	.5726114	-.0502764	.0066667
cap	.0013658	.000881	.0004848	.0000709
roa	.0030994	.0047741	-.0016748	.0002326
vuln	-.0325648	-.0090871	-.0234777	.0064685
tpib	.0071803	.0064558	.0007245	.0003072
tcer	-.0073505	-.0058252	-.0015253	.0004065

```
                b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.
 B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

    chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
            =  82.55
Prob > chi2 = 0.0000

.
```

Equation (E2) avec taux du marché monétaire

- Test de Fisher de présence d'effets fixes (fe)

```
F test that all u_i=0: F(68, 822) = 25.25                     Prob > F = 0.0000
```

- Test de Hausman de choix entre un modèle à effets fixes (fe) ou à effets aléatoires (re)

	Coefficients (b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
ldpot	.5343102	.5718624	-.0375522	.0045008
cap	.0014098	.0008884	.0005213	.000073
roa	.0031179	.0046991	-.0015812	.0002336
tmm	-.0329212	-.020941	-.0119803	.0014383
tpib	.0061622	.0063782	-.000216	.000144
tcer	-.0080416	-.0057389	-.0023027	.000425

```
                b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.
 B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

    chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
            =  72.39
Prob > chi2 = 0.0000
```

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata

Tableau A6 : Résultats du test d'endogénéïté

```
. ivregress 2sls lcrbt ldpot cap roa tpib tcer (vuln = L.ldpot L.cap L.roa L.vuln L.tpib L.tcer),
> vce(robust)

Instrumental variables 2SLS regression            Number of obs   =        828
                                                  Wald chi2(6)    =    2424.41
                                                  Prob > chi2     =     0.0000
                                                  R-squared       =     0.7869
                                                  Root MSE        =     .24001

------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
       lcrbt |  Coefficient  std. err.      z    P>|z|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        vuln |    .0036911   .0018516     1.99   0.046      .0000621    .0073201
       ldpot |    .7680171    .018709    41.05   0.000      .7313481    .8046861
         cap |   -.0016154   .0009857    -1.64   0.101     -.0035474    .0003166
         roa |    .0125329   .0026352     4.76   0.000       .007368    .0176978
        tpib |    .0080923   .0027027     2.99   0.003      .0027951    .0133894
        tcer |    .0086312   .0024102     3.58   0.000      .0039072    .0133552
       _cons |    .2234819   .3414416     0.65   0.513     -.4457314    .8926952
------------------------------------------------------------------------------
Instrumented: vuln
 Instruments: ldpot cap roa tpib tcer L.ldpot L.cap L.roa L.vuln L.tpib
              L.tcer

. estat endog

  Tests of endogeneity
  H0: Variables are exogenous

  Robust score chi2(1)            =  1.44736  (p = 0.2290)
  Robust regression F(1,820)      =  1.35579  (p = 0.2446)

.
```

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata

Tableau A7 : Résultats des estimations du modèle de panel dynamique par la méthode GMM

```
. xtdpdsys lcrbt ldpot cap roa vuln tpib tcer, lags(1) maxldep(1) twostep vce(robust) artests(2)

System dynamic panel-data estimation            Number of obs      =       828
Group variable: id                              Number of groups   =        69
Time variable: year
                                                Obs per group:
                                                              min =        12
                                                              avg =        12
                                                              max =        12

Number of instruments =     29                  Wald chi2(7)       =   2380.72
                                                Prob > chi2        =    0.0000
Two-step results
```

lcrbt	Coefficient	WC-robust std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
lcrbt						
L1.	.8243184	.0512094	16.10	0.000	.7239498	.9246871
ldpot	.0966149	.0280027	3.45	0.001	.0417306	.1514992
cap	.0027886	.0007155	3.90	0.000	.0013862	.004191
roa	-.0010921	.002233	-0.49	0.625	-.0054687	.0032845
vuln	.0001113	.0093211	0.01	0.990	-.0181578	.0183803
tpib	.0026499	.0016453	1.61	0.107	-.0005748	.0058746
tcer	.0039178	.0018706	2.09	0.036	.0002514	.0075842
_cons	.0386201	.6219931	0.06	0.950	-1.180464	1.257704

```
Instruments for differenced equation
        GMM-type: L(2/2).lcrbt
        Standard: D.ldpot D.cap D.roa D.vuln D.tpib D.tcer
Instruments for level equation
        GMM-type: LD.lcrbt
        Standard: _cons


. xtdpdsys lcrbt ldpot cap roa tmm tpib tcer, lags(1) maxldep(1) twostep vce(robust) artests(2)

System dynamic panel-data estimation            Number of obs      =       828
Group variable: id                              Number of groups   =        69
Time variable: year
                                                Obs per group:
                                                              min =        12
                                                              avg =        12
                                                              max =        12

Number of instruments =     29                  Wald chi2(7)       =   2676.06
                                                Prob > chi2        =    0.0000
Two-step results
```

lcrbt	Coefficient	WC-robust std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
lcrbt						
L1.	.8409307	.048131	17.47	0.000	.7465957	.9352658
ldpot	.0903212	.0271698	3.32	0.001	.0370693	.1435731
cap	.0027741	.0006055	4.58	0.000	.0015873	.0039608
roa	-.00134	.002035	-0.66	0.510	-.0053285	.0026485
tmm	.0118966	.0072309	1.65	0.100	-.0022758	.0260689
tpib	.0023858	.0015727	1.52	0.129	-.0006966	.0054682
tcer	.0042974	.0018477	2.33	0.020	.0006759	.0079189
_cons	-.0751631	.2484805	-0.30	0.762	-.5621759	.4118498

```
Instruments for differenced equation
        GMM-type: L(2/2).lcrbt
        Standard: D.ldpot D.cap D.roa D.tmm D.tpib D.tcer
Instruments for level equation
        GMM-type: LD.lcrbt
        Standard: _cons
```

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata

ANNEXE 3

Tableau A8 : Résultats des estimations en utilisant la variable mesurant le nombre d'occurrence de catastrophes naturelles *(catas)*

- Test de Fisher de présence d'effets fixes (fe)

```
F test that all u_i=0: F(68, 822) = 25.10                     Prob > F = 0.0000
```

- Test de Hausman de choix entre un modèle à effets fixes (fe) ou à effets aléatoires (re)

```
. hausman fe re, sigmamore
```

	Coefficients (b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
ldpot	.5494979	.5834473	-.0339494	.0039816
cap	.0014305	.0008731	.0005575	.0000763
roa	.0030973	.0048008	-.0017035	.0002473
catas	-.0153051	-.0118867	-.0034185	.0010465
tpib	.0052426	.0057233	-.0004807	.0001711
tcer	-.0074899	-.0052167	-.0022732	.000446

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from **xtreg**.
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from **xtreg**.

```
Test of H0: Difference in coefficients not systematic

    chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
            =  82.63
Prob > chi2 = 0.0000
```

Resultat des estimations avec effets fixes

```
. xtreg lcrbt ldpot cap roa catas tpib tcer, fe robust

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       897
Group variable: id                              Number of groups   =        69

R-squared:                                      Obs per group:
     Within  = 0.7403                                         min =        13
     Between = 0.8385                                         avg =      13.0
     Overall = 0.7596                                         max =        13

                                                F(6,68)           =     78.74
corr(u_i, Xb) = 0.4989                          Prob > F          =    0.0000

                                    (Std. err. adjusted for 69 clusters in id)
```

lcrbt	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ldpot	.5494979	.0324151	16.95	0.000	.4848145	.6141813
cap	.0014305	.0006959	2.06	0.044	.000042	.0028191
roa	.0030973	.0010855	2.85	0.006	.0009313	.0052634
catas	-.0153051	.0067194	-2.28	0.026	-.0287135	-.0018968
tpib	.0052426	.0015791	3.32	0.001	.0020916	.0083937
tcer	-.0074899	.002282	-3.28	0.002	-.0120437	-.0029362
_cons	3.024013	.3147884	9.61	0.000	2.395862	3.652163
sigma_u	.25819073					
sigma_e	.14510418					
rho	.75996603	(fraction of variance due to u_i)				

```
. xtreg lcrbt ldpot cap roa l.catas tmm intermc tpib tcer, fe robust

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       828
Group variable: id                              Number of groups   =        69

R-squared:                                      Obs per group:
     Within  = 0.7445                                         min =        12
     Between = 0.8389                                         avg =      12.0
     Overall = 0.7404                                         max =        12

                                                F(8,68)           =     53.44
corr(u_i, Xb) = 0.5320                          Prob > F          =    0.0000

                                    (Std. err. adjusted for 69 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
       lcrbt |      Coef.   Std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       ldpot |   .5021655   .0335656    14.96   0.000     .4351864    .5691447
         cap |   .0020265   .0006014     3.37   0.001     .0008265    .0032265
         roa |   .0003804   .0013078     0.29   0.772    -.0022293    .0029901
             |
       catas |
         L1. |  -.0149752    .015083    -0.99   0.324    -.0450728    .0151225
             |
         tmm |  -.0199363   .0108834    -1.83   0.071    -.0416538    .0017812
     intermc |   .0001039   .0060755     0.02   0.986    -.0120196    .0122275
        tpib |   .0045797   .0010916     4.20   0.000     .0024014    .0067579
        tcer |  -.0050591   .0019166    -2.64   0.010    -.0088836   -.0012347
       _cons |   3.081192   .2808203    10.97   0.000     2.520823     3.64156
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   .27890208
     sigma_e |   .12945936
         rho |   .82273487   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------

.
```

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata

Tableau A9 : Résultats des estimations en utilisant la variable mesurant le nombre de décès liés aux catastrophes naturelles *(décès)*

- Test de Fisher de présence d'effets fixes (fe)

```
F test that all u_i=0: F(68, 822) = 25.27                     Prob > F = 0.0000
```

- Test de Hausman de choix entre un modèle à effets fixes (fe) ou à effets aléatoires (re)

```
. hausman fe re, sigmamore
```

	Coefficients (b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
ldpot	.5535528	.5860098	-.0324571	.0039631
cap	.0014025	.0008719	.0005306	.0000747
roa	.0031405	.0047785	-.001638	.000243
deces	-.000606	-.0005861	-.0000199	.0000659
tpib	.0063492	.0066784	-.0003292	.00014
tcer	-.008358	-.0060558	-.0023022	.0004317

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from **xtreg**.
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from **xtreg**.

```
Test of H0: Difference in coefficients not systematic

    chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
            =  79.74
Prob > chi2 = 0.0000
```

Résultats des estimations avec effets fixes

```
.  xtreg lcrbt ldpot cap roa deces tpib tcer, fe robust

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       897
Group variable: id                              Number of groups   =        69

R-squared:                                      Obs per group:
     Within  = 0.7401                                         min =        13
     Between = 0.8369                                         avg =      13.0
     Overall = 0.7613                                         max =        13

                                                F(6,68)           =     81.59
corr(u_i, Xb) = 0.4955                          Prob > F          =    0.0000

                                    (Std. err. adjusted for 69 clusters in id)
```

lcrbt	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ldpot	.5535528	.032056	17.27	0.000	.489586	.6175195
cap	.0014025	.0006882	2.04	0.045	.0000292	.0027758
roa	.0031405	.0011049	2.84	0.006	.0009357	.0053454
deces	-.000606	.0002654	-2.28	0.026	-.0011356	-.0000763
tpib	.0063492	.0015025	4.23	0.000	.0033511	.0093474
tcer	-.008358	.0023146	-3.61	0.001	-.0129767	-.0037392
_cons	3.076228	.3123064	9.85	0.000	2.45303	3.699425
sigma_u	.2562973					
sigma_e	.14516993					
rho	.75710382	(fraction of variance due to u_i)				

```
. xtreg lcrbt ldpot cap roa l.deces tmm intermd tpib tcer, fe robust

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       828
Group variable: id                              Number of groups   =        69

R-squared:                                      Obs per group:
     Within  = 0.7438                                         min =        12
     Between = 0.8404                                         avg =      12.0
     Overall = 0.7442                                         max =        12

                                                F(8,68)           =     61.95
corr(u_i, Xb) = 0.5338                          Prob > F          =    0.0000

                                    (Std. err. adjusted for 69 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
       lcrbt |      Coef.   Std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       ldpot |   .5075895   .0327833    15.48   0.000     .4421714    .5730077
         cap |   .0019975   .0005983     3.34   0.001     .0008036    .0031914
         roa |   .0004061   .0012473     0.33   0.746    -.0020828     .002895
             |
       deces |
         L1. |  -.0023434   .0012573    -1.86   0.067    -.0048523    .0001655
             |
         tmm |  -.0283605   .0113285    -2.50   0.015    -.0509663   -.0057548
     intermd |   .0007376   .0004714     1.56   0.122     -.000203    .0016783
        tpib |   .0052703    .001212     4.35   0.000     .0028518    .0076889
        tcer |  -.0055705   .0020351    -2.74   0.008    -.0096315   -.0015094
       _cons |   3.114703   .2895152    10.76   0.000     2.536984    3.692421
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  .27657503
     sigma_e |  .12963037
         rho |  .81988818   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------

.
```

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata

Tableau A10 : Résultats des estimations par effets fixes (fe) et aléatoires (re) en utilisant la variable mesurant le nombre d'affectés par les catastrophes naturelles *(afcte)*

- Test de Fisher de présence d'effets fixes (fe)

```
F test that all u_i=0: F(68, 822) = 25.11                     Prob > F = 0.0000
```

- Test de Hausman de choix entre un modèle à effets fixes (fe) ou à effets aléatoires (re)

	——— Coefficients ———			
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
ldpot	.5531486	.5835757	-.0304271	.0038174
cap	.0013501	.0008613	.0004888	.0000717
roa	.0032562	.004768	-.0015118	.0002323
afcte	-1.71e-09	-2.56e-09	8.51e-10	5.36e-10
tpib	.0057664	.0059636	-.0001972	.0001598
tcer	-.0076715	-.0055452	-.0021263	.0004196

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from **xtreg**.
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from **xtreg**.

```
Test of H0: Difference in coefficients not systematic

    chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
            =  66.95
Prob > chi2 = 0.0000
```

Résultats des estimations avec effets fixes

```
. xtreg lcrbt ldpot cap roa afcte tpib tcer, fe robust

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       897
Group variable: id                              Number of groups   =        69

R-squared:                                      Obs per group:
     Within  = 0.7388                                         min =        13
     Between = 0.8424                                         avg =      13.0
     Overall = 0.7628                                         max =        13

                                                F(6,68)           =     75.30
corr(u_i, Xb) = 0.5032                          Prob > F          =    0.0000

                                    (Std. err. adjusted for 69 clusters in id)
```

lcrbt	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
ldpot	.5531486	.0323577	17.09	0.000	.4885799	.6177173
cap	.0013501	.0006981	1.93	0.057	-.0000429	.0027431
roa	.0032562	.0010974	2.97	0.004	.0010664	.005446
afcte	-1.71e-09	3.38e-09	-0.50	0.616	-8.45e-09	5.04e-09
tpib	.0057664	.0015399	3.74	0.000	.0026936	.0088392
tcer	-.0076715	.0023019	-3.33	0.001	-.012265	-.003078
_cons	3.008576	.3126543	9.62	0.000	2.384684	3.632468
sigma_u	.25623456					
sigma_e	.14553664					
rho	.7560844	(fraction of variance due to u_i)				

Source : Auteur à partir des résultats sous Stata

NOTE AUX AUTEURS

Publication des études et travaux de recherche dans la Revue Economique et Monétaire de la BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

I – MODALITES

a) L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.

b) Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les numéros thématiques sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les numéros spéciaux sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.

c) La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.

d) L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.

e) Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.

f) Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.

g) Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

h) Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

i) Le projet d'article doit être transmis à la Direction en charge de la Recherche par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, aux adresses : rem@bceao.int et courrier.zdrp@bceao.int .

La base des données et les codes des estimations présentées dans l'étude doivent également être transmis.

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

a) Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux, police arial, taille 10,5 et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).

b) Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :

- ✓ le titre de l'étude ;
- ✓ la date de l'étude ;
- ✓ les références de l'auteur : son nom, son titre universitaire le plus élevé, son appartenance institutionnelle et ses fonctions ;
- ✓ un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;
- ✓ un résumé en français (500 mots maximum).

c) Les références bibliographiques figureront :

- ✓ dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;
- ✓ à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la présentation suivante (nom de l'auteur, année de publication, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition et nombre de pages).

BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION
ET D'ETUDES BANCAIRES

Avenue Abdoulaye FADIGA
BP 3108 – Dakar - Sénégal

Tél. : (221) 33 839 05 00
Fax : (221) 33 823 93 35

https://cofeb.bceao.int