Journal of Economics, Finance and Management (JEFM)
ISSN: 2958-7360
Vol. 5, No. 2, March 2026
This is an open access article under the CC BY-NC-ND license.

The impact of the banking sector on economic growth in Mali from 2000 to 2024

L'impact du secteur bancaire sur la croissance économique du Mali de 2000 à 2024

Dr Gaoussou DIARRA
(Enseignant-chercheur)
Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB) Faculté des sciences économiques et de gestion (FSEG), Mali.

Résumé :

La relation entre le secteur bancaire et la croissance économique reste un sujet d'actualité qui suscite un débat continu parmi divers chercheurs. Toutefois, il n'existe pas de consensus établi sur cette relation en raison des résultats contradictoires obtenus dans différentes études. Certaines recherches ont indiqué que le secteur bancaire a un effet négatif sur la croissance économique. En revanche, d'autres études ont montré que le secteur bancaire est positivement lié à la croissance économique. L'importance de cette question découle du rôle crucial que les banques jouent dans la réalisation des objectifs économiques et sociaux, d'où le présent article essaie d'examiner l'impact du secteur bancaire sur la croissance économique : cas Mali de 2000 à 2024. Les tests économétriques basé sur la cointégration et le modèle à correction d'erreur sont réalisés à travers la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Les résultats ont montré que les crédits bancaires accordés au secteur privé ont un impact positif à court et à long terme d'une manière significative sur les activités économiques, par contre la série des crédits accordés au secteur privé est négativement corrélée à court et à long terme d'une manière significative sur les activités économiques.

Mots clés : croissance économique, crédits, banque, secteur privé, MCO.

Abstract:

The relationship between the banking sector and economic growth remains a current topic that continues to generate debate among various researchers. However, there is no established consensus on this relationship due to the contradictory results obtained in different studies. Some research has indicated that the banking sector has a negative effect on economic growth. In contrast, other studies have shown that the banking sector is positively linked to economic growth. The importance of this issue stems from the crucial role that banks play in achieving economic and social objectives, which is why this article attempts to examine the impact of the banking sector on economic growth: the case of Mali from 2000 to 2024. Econometric tests based on cointegration and the error correction model are conducted using the Ordinary Least Squares (OLS) method. The results showed that bank loans granted to the private sector have a significant positive impact on economic activities in both the short and long term, whereas the series of loans granted to the private sector is significantly negatively correlated with economic activities in both the short and long term.

Keywords: economic growth, loans, banking, private sector, OLS.

Digital Object Identifier (DOI): https://doi.org/10.5281/zenodo.**18891471**

1. Introduction

Au cœur du dynamisme économique mondial, le secteur bancaire se positionne comme un des piliers incontournables de l'économie contemporaine. Les banques sont des organismes spécialisés dans l'émission et le commerce de la monnaie. Elles gèrent les dépôts et collectent l'épargne de clients, accordent des prêts, pilotent les instruments de paiements comme le carnet de chèque, la carte bancaire et offrent des services financiers. Les décisions d'épargne et d'investissement, l'innovation technique et les taux de croissance à long terme dépendent directement du niveau de développement financier. Les banques en particulier, de par leurs activités, jouent un rôle important dans le financement de l'économie et l'intermédiation financière. En éliminant le risque de trésorerie, elles favorisent les investissements dans les projets non liquides très rentables et accélèrent la croissance économique (CEA, 2008). Depuis 1976, la relation entre le secteur bancaire et la croissance économique a fait l'objet de débats et de controverses entre les chercheurs. **Esso (2009),** sur les pays de l'UEMOA, montre que le ratio des crédits octroyés au secteur privé sur le PIB par tête du Benin affecte négativement le PIB par tête au seuil de 10%. Cet effet est également négatif au seuil de 5% au Togo. Pour le Mali ce ratio a un effet positif sur le PIB au seuil de 10%. Il conclut que dans les PED, la finance n'affecte pas forcement la croissance pour plusieurs raisons : la nature et l'orientation des crédits, la concentration bancaire, les taux d'intérêts élevés, la faiblesse des dispositifs institutionnels, comptables règlementaires et prudentiels. **Nyasha et Odhiamb (2015)** vont dans le même sens en examinent l'impact du développement financier sur la croissance économique en Afrique du Sud, au cours de la période 1980-2012. En tenant compte du rôle des banques et du rôle joué par le marché des capitaux, ils ont conclu qu'il existe une relation positive entre le développement financier induit par les banques et la croissance économique en Afrique du Sud. **Ngongang (2015),** son étude observée dans 21 pays d'Afrique subsaharienne et en appliquant les données de panel dynamiques GMM, a conclu que le développement financier n'a aucun effet sur la croissance économique. Pour l'auteur ce manque de relation peut être dû au sous-développement des systèmes financiers d'Afrique subsaharienne, qui entravent la croissance économique, ou de l'instabilité des taux de croissance du PIB réel par habitant dans l'espace subsaharien, ce qui à son tour affecte la qualité de la relation entre le secteur financier et la croissance économique. Toutefois l'effet de la finance sur la croissance varie selon les niveaux de développement. Ainsi dans les pays développés, les marchés financiers jouent un rôle très important dans l'allocation des ressources et contribuent souvent plus que les banques dans l'accroissement de l'activité

économique. Ces pays se caractérisent aussi par le développement du cadre juridique et réglementaire et d'une bonne pratique des normes comptables. En revanche les systèmes financiers des pays en développement en général et ceux de l'Afrique subsaharienne en particulier se caractérisent par une prédominance des banques malgré l'essor et le développement récent des marchés financiers. Dans ces pays le développement financier n'a pas forcement contribué à la croissance économique pour plusieurs raisons notamment la nature et l'orientation du crédit distribué, la concentration bancaire, le niveau élevé des taux d'intérêt. À cela s'ajoute la faiblesse des dispositifs institutionnels, comptables, réglementaires et prudentiels. L'objectif de cet article est de répondre à la question suivante : le développement du secteur bancaire malien a-t-il un impact sur sa croissance économique ?

2. Revue théorique

2.1 Revue théorique

Les premiers travaux sur le rôle des banques dans le développement du secteur financier d'une économie remontent à **Schumpeter (1911).** Selon lui, les banques sont des entreprises d'un "genre spécial" parce qu'elles fournissent une assurance de liquidités qui contient elle-même un risque d'instabilité potentielle du système de paiement. C'est pourquoi l'exercice de leur activité n'est crédible que dans le cadre d'une réglementation. D'un côté, en finançant les entrepreneurs, elles mettent en circulation des moyens de paiement qui s'identifient à de la monnaie et acquièrent, de ce fait, un statut immédiatement social. D'un autre côté, en tant que firmes spécialisées dans le négoce des dettes privées, les banques fournissent des crédits en contrepartie d'une rémunération qu'elles obtiennent par le taux d'intérêt. Le crédit constitue dans ce sens, une condition préalable à la création et au développement de l'innovation et donc à la croissance économique. **Keynes (1964),** dans la logique du système capitaliste, reconnaît l'importance du secteur bancaire et financier, car pour lui il permet de satisfaire l'intérêt des emprunteurs de ressources. **Levine (1997),** identifie cinq fonctions à la finance : la mobilisation de l'épargne intérieure, l'allocation efficace des ressources, la facilitation des échanges de biens et services, la garantie d'une protection contre le risque, le contrôle de l'entreprise et des dirigeants par les actionnaires. Quant à Joan **Robinson (1952),** cité par Yara Zeineddine, qui soutient que la croissance de l'activité bancaire n'est pas pertinente, car elle résulte naturellement de l'augmentation générale des opérations de change qui résultent de la croissance économique ou du développement industriel. Pour lui c'est le contraire, c'est la croissance de l'économie qui affecte la configuration du système financier car elle implique

des augmentations de la demande de services financiers qui découlent de la dynamique de l'activité économique.

2.2 Revue de la littérature empirique

Dans la littérature empirique plusieurs études ont porté sur l'impact du secteur bancaire et financier sur la croissance économique, ces nombreuses études peuvent être divisées en deux groupes. En premier lieu, nous avons la pensée économique qui estime que le développement du secteur bancaire impact positivement sur la croissance économique En effet pour **King et Levine (1993),** dans leur étude qui soutient l'affirmation de Schumpeter, selon laquelle le système financier peut favoriser la croissance économique. Dans ce travail, ils ont étudié la relation empirique entre quatre indicateurs financiers et quatre indicateurs de croissance, en utilisant un échantillon de 80 pays pour la période allant de 1960 à 1989. Les deux auteurs conclurent en confirmant la vision schumpétérienne de l'importance du système financier pour le développement économique. Selon l'étude **d'Alaoui (2004)** sur la relation causale entre le développement financier et la croissance économique, dans le contexte marocain, pour la période 1970-2000, il y'a une relation causale à court terme entre le secteur financier et la croissance économique, qui n'est pas observée à long terme. Pour l'auteur, ce résultat est une conséquence conjointe des réformes récentes qui, à ce jour, avaient été introduites dans le système financier au Maroc et de l'absence d'un climat favorable à l'investissement à long terme. **Pour Masoud et Hardaker (2012),** dans une analyse empirique des pays émergents, ont établi que le marché boursier et le secteur bancaire jouent des rôles significatifs et complémentaires dans le processus de croissance. En effet, selon les résultats obtenus, la relation entre la plupart des indicateurs de développement boursier et bancaire sur la croissance économique a été reconnue comme robuste. **Lucchetti et Zazzaro (2001),** ont analysé la relation entre le système bancaire et la croissance économique dans les différentes régions italiennes, à l'aide de données de panel dynamiques, en utilisant un indice d'inefficacité des systèmes bancaires régionaux italiens. L'objectif est de donner à toutes les banques opérant dans chaque région italienne un poids correspondant à leur présence dans cette région. Les auteurs conclurent à un effet indépendant de l'efficience bancaire sur la croissance réelle, ce qui corrobore la présence d'un canal schumpétérien, soulignant le rôle des banques dans l'allocation des ressources financières. **Nyasha et Odhiamb (2015)** vont dans le même sens en examinent l'impact du développement financier sur la croissance économique en Afrique du Sud, au cours de la période 1980-2012. En tenant compte du rôle des banques et du rôle joué par le marché des capitaux, ils ont conclu qu'il existe une relation

positive entre le développement financier induit par les banques et la croissance économique en Afrique du Sud. **Laajoul Mouna et Oulhaj Lahcen (2021),** dans l'optique de montrer le rôle de la finance dans la croissance en Chine, trouvent qu'à long terme, une augmentation de 1% des ratios du crédit bancaire au secteur privé, de la capitalisation boursière et de l'ouverture commerciale améliore le PIB par tête de 0,02%, 0,01% et 1,37% respectivement. A l'opposé du premier courant, il y'a d'autres travaux qui rejettent tout impact du secteur bancaire sur la croissance économique. Ces auteurs affirment que le développement du secteur bancaire et financier n'est pas une condition sine qua non de la croissance économique. Selon **Demetriades et Hussein (1996)** qui ont effectué des tests de causalité entre le développement financier et le PIB réel, afin de vérifier si le développement financier est à l'origine de la croissance économique. Les résultats de leur recherche fournissent peu de preuves pour affirmer que le système financier est un secteur de premier plan dans le processus de développement économique, parce qu'ils ont trouvé des preuves considérables de la bidirectionnalité et certaines preuves de la causalité inverse. Pour **Ngongang (2015),** son étude observée dans 21 pays d'Afrique subsaharienne et en appliquant les données de panel dynamiques GMM, a conclu que le développement financier n'a aucun effet sur la croissance économique. Pour l'auteur ce manque de relation peut être dû au sous-développement des systèmes financiers d'Afrique subsaharienne, qui entravent la croissance économique, ou de l'instabilité des taux de croissance du PIB réel par habitant dans l'espace subsaharien, ce qui à son tour affecte la qualité de la relation entre le secteur financier et la croissance économique. Selon Ngongang, pour améliorer l'efficacité du système financier dans ces pays, les Etats doivent légiférer sur le processus d'attribution des crédits, privatiser les banques nationales et enfin renforcer la concurrence dans le secteur bancaire. **Agostinho (2016),** va dans le même sens dans son évaluation de l'existence d'une relation à long terme entre le développement financier et la croissance économique au Mozambique, entre 1993 et 2013. Les résultats obtenus montrent qu'il y'a pas d'impact direct du secteur financier mozambicain sur la croissance économique au cours de la période d'étude. Pour l'auteur cela s'explique par le fait que le secteur financier du Mozambique n'alloue pas efficacement les ressources au secteur productif afin de promouvoir la croissance.

3. Prestation des Variables et méthodologie

3.1. Les variables

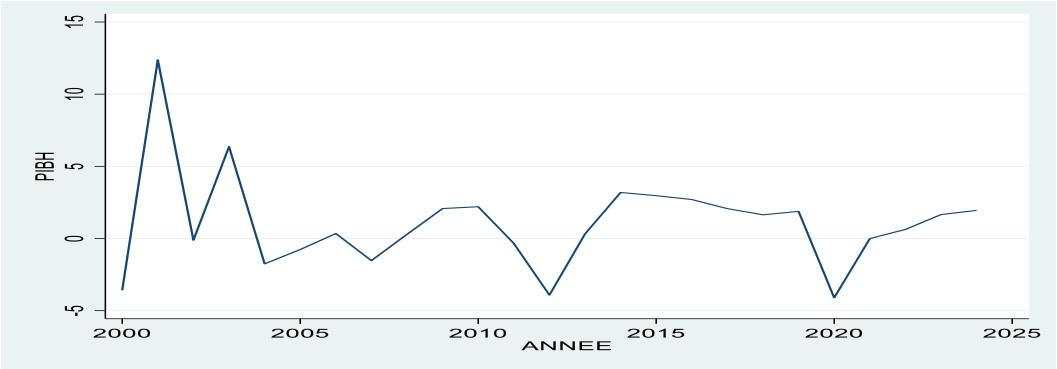
Le choix des variables dans notre étude s'est fait par rapport au but de notre thème, c'est à dire déterminer l'impact du secteur bancaire sur la croissance économique au Mali de 2000 à 2024.

En effet, notre choix s'est porté sur six variables économiques qui représentent une structure macroéconomique de notre pays. Il s'agit de :

La principale variable dépendante est la croissance économique, mesurée par le Produit Intérieur Brut par Habitant (PIBH) en pourcentage annuel.

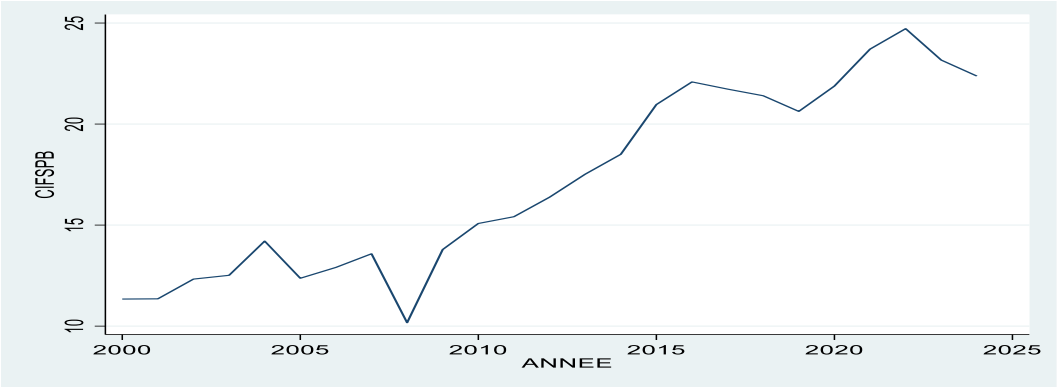
La variable indépendante quant à elle est constituée : i) Crédit Intérieur Fourni au Secteur Privé par les banques (CIFSPB) en pourcentage du PIB ; ii) Masse monétaire (MM) en pourcentage du PIB ; iii) Crédit intérieur fourni au secteur privé (CIFSP) en pourcentage du PIB iv) Formation brute de capital fixe (FBCF) en pourcentage du PIB ; v) Taux d'ouverture (OUV) en pourcentage du PIB. Les sources des variables Banque Mondiale

Graphique 1 : Produit Intérieur Brut par Habitant



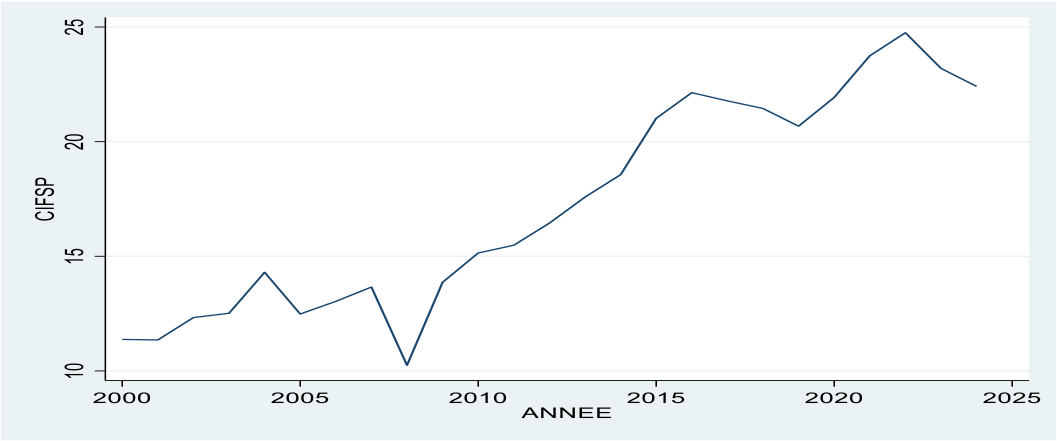
Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

Graphique 2 : Crédit Intérieur Fourni au Secteur Privé par les banques



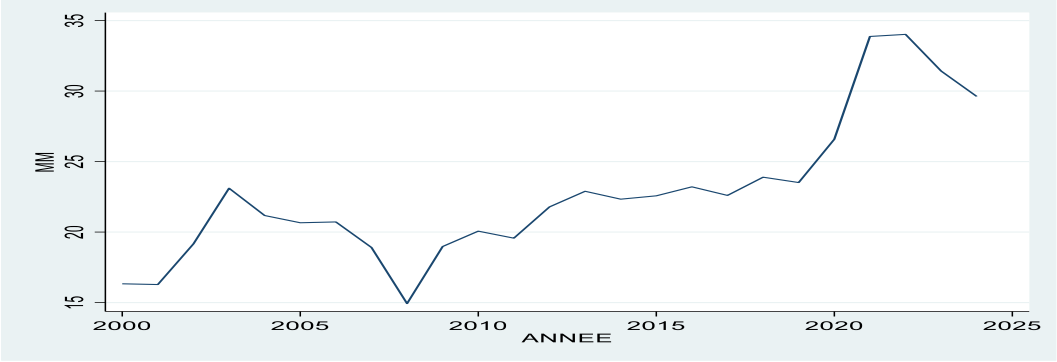
Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

Graphique 3 : Crédit Intérieur Fourni au Secteur Privé



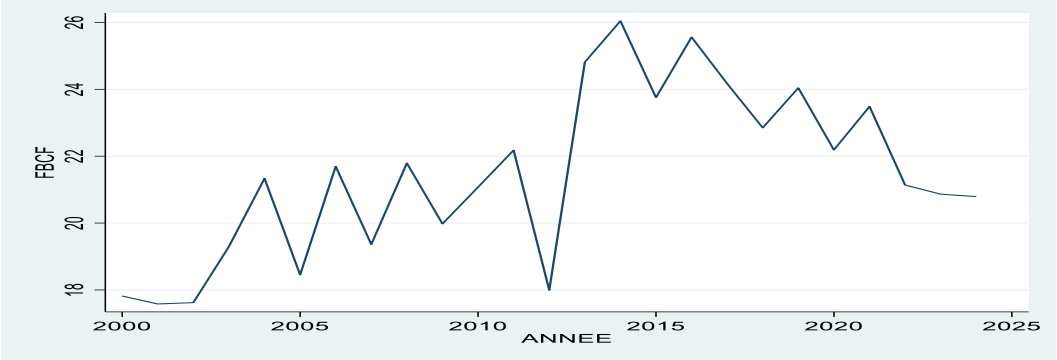
Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

Graphique 4 : Masse Monétaire



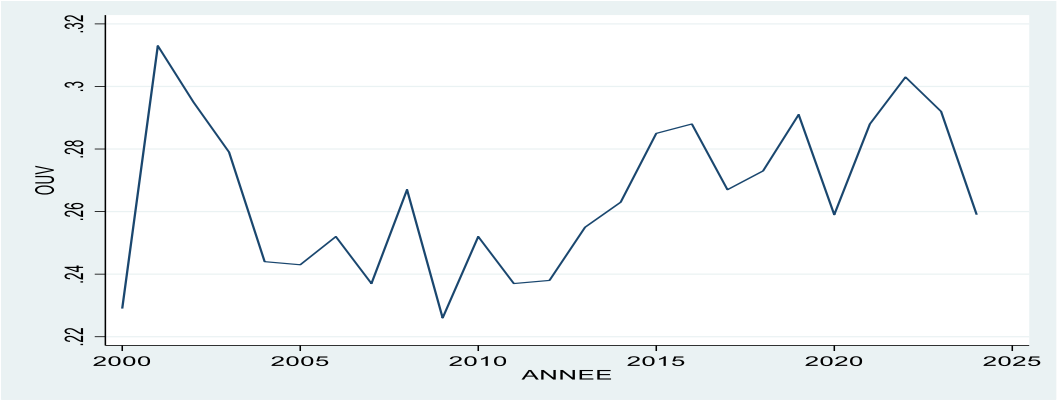
Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

Graphique 5 : Formation brute de capital fixe



Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

Graphique 6 : Taux d'ouverture



Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

3.2. Les variables

La méthodologie de recherche utilisée, la revue de la littérature théorique et empirique parcourue et en tenant compte de la spécificité du Mali, nous ont permis d'aboutir à un modèle économétrique basé sur la cointégration et le modèle à correction d'erreur. Ce modèle est estimé par la Méthode des Moindres Carres Ordinaires (MCO) avec une représentation a correction d'erreurs sur une période d'étude de 2000 à 2024. Notre méthodologie est basée sur une approche en trois étapes :

La première étape consiste à vérifier les propriétés des séries chronologiques (stationnarité et ordre d'intégration) à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller.

La deuxième étape utilise la théorie de la cointégration développée par Johansen.

Enfin, dans la troisième étape, le modèle à correction d'erreur à la Hendry suivant (estimation en une étape) est effectué pour déterminer la direction de la causalité entre les banques et la croissance économique.

L'hypothèse principale : le secteur bancaire malien aurait un impact positif sur sa croissance économique.

4. Les résultats des estimations

4.1. Statistique descriptive

```
. summarize PIBH CIFSPB CIFSP MM FBCF OUV, separator(6)

    Variable |        Obs        Mean    Std. dev.       Min        Max
-------------+---------------------------------------------------------
        PIBH |         25    1.060639      3.3534  -4.106799   12.37557
     CIFSPB |         25     17.2049    4.656682   10.17047   24.72124
      CIFSP |         25    17.25858    4.649281   10.24853    24.7511
         MM |         25     22.7275     5.02304   14.92928   34.02024
       FBCF |         25    21.43527    2.516431   17.58152   26.04394
        OUV |         25      .2654    .0244336       .226       .313
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

4.2. Test endogénéité

```
. ivreg PIBH CIFSPB MM CIFSP FBCF OUV

Instrumental variables 2SLS regression

      Source |       SS           df       MS      Number of obs   =        25
-------------+----------------------------------   F(5, 19)        =      3.89
       Model |  136.599133         5  27.3198265   Prob > F        =    0.0134
    Residual |  133.287839        19  7.01514942   R-squared       =    0.5061
-------------+----------------------------------   Adj R-squared   =    0.3762
       Total |  269.886972        24  11.2452905   Root MSE        =    2.6486

------------------------------------------------------------------------------
        PIBH | Coefficient  Std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      CIFSPB |   22.99152   25.15613     0.91   0.372    -29.66087    75.64391
          MM |   -.089788   .2398432    -0.37   0.712    -.5917855    .4122095
       CIFSP |  -23.27583   25.24427    -0.92   0.368     -76.1127    29.56103
        FBCF |   .3304277   .3437206     0.96   0.348    -.3889878    1.049843
         OUV |   84.91167    32.1058     2.64   0.016     17.71347    152.1099
       _cons |  -20.37609   9.247915    -2.20   0.040    -39.73219   -1.019978
------------------------------------------------------------------------------

(no endogenous regressors)
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

Les erreurs du modèle ne sont pas corrélées avec les variables explicatives.

4.3. Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté

4.3.1. Variable en niveau

Tableau 1 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté PIBH

```
Variable: PIBH                          Number of obs  = 23
                                        Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test        -------- critical value ---------
              statistic           1%           5%          10%
-----------------------------------------------------------------
 Z(t)            -2.943       -4.380       -3.600       -3.240
-----------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1487.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.1487) est supérieure à tous les seuils conventionnels (1%, 5% et 10%). On ne rejette pas l'hypothèse nulle. La variable PIBH est non stationnaire en niveau.

Tableau 2 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté CIFSPB

```
. dfuller CIFSPB , lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: CIFSPB                          Number of obs  = 23
                                          Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test         -------- critical value ---------
              statistic           1%           5%          10%
-----------------------------------------------------------------
 Z(t)            -2.111       -4.380       -3.600       -3.240
-----------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5399.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.5399) est supérieure à tous les seuils conventionnels (1%, 5% et 10%). On ne rejette pas l'hypothèse nulle. La variable CIFSPB est non stationnaire en niveau.

Tableau 3 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté CIFSP

```
. dfuller CIFSP , lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: CIFSP                           Number of obs  = 23
                                          Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test         -------- critical value ---------
              statistic           1%           5%          10%
-----------------------------------------------------------------
 Z(t)            -2.116       -4.380       -3.600       -3.240
-----------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5369.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.5369) est supérieure à tous les seuils conventionnels (1%, 5% et 10%). On ne rejette pas l'hypothèse nulle. La variable CIFSP est non stationnaire en niveau.

Tableau 4 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté MM

```
. dfuller MM, lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: MM                              Number of obs  = 23
                                          Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test         -------- critical value ---------
              statistic           1%           5%          10%
-----------------------------------------------------------------
 Z(t)            -2.652       -4.380       -3.600       -3.240
-----------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2567.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.2567) est supérieure à tous les seuils conventionnels (1%, 5% et 10%). On ne rejette pas l'hypothèse nulle. La variable MM est non stationnaire en niveau.

Tableau 5 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté FBCF

```
Variable: FBCF                          Number of obs  = 23
                                        Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test          -------- critical value --------
                statistic           1%           5%          10%
--------------------------------------------------------------
 Z(t)             -1.468        -4.380       -3.600       -3.240
--------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8400.

. dfuller PIBH, lags(1) trend
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.8400) est supérieure à tous les seuils conventionnels (1%, 5% et 10%). On ne rejette pas l'hypothèse nulle. La variable FBCF est non stationnaire en niveau.

Tableau 6 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté OUV

```
. dfuller OUV, lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: OUV                           Number of obs  = 23
                                        Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test          -------- critical value --------
                statistic           1%           5%          10%
--------------------------------------------------------------
 Z(t)             -2.800        -4.380       -3.600       -3.240
--------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1968.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.1968) est supérieure à tous les seuils conventionnels (1%, 5% et 10%). On ne rejette pas l'hypothèse nulle. La variable OUV est non stationnaire en niveau.

4.3.2. Variables en différence première

Tableau 7 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté en différence première PIBH

```
.   dfuller D.PIBH, lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: D.PIBH                        Number of obs  = 22
                                        Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test          -------- critical value --------
                statistic           1%           5%          10%
--------------------------------------------------------------
 Z(t)             -3.549        -4.380       -3.600       -3.240
--------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0345.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.0345) est inférieure aux seuils conventionnels (5% et 10%). On rejette l'hypothèse nulle. La variable PIBH est stationnaire en différence première.

Tableau 8 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté en différence première CIFSPB

```
. dfuller D.CIFSPB, lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: D.CIFSPB                          Number of obs  = 22
                                            Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test          -------- critical value ---------
              statistic            1%           5%          10%
------------------------------------------------------------------
 Z(t)            -3.609        -4.380       -3.600       -3.240
------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0291.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.0291) est inférieure aux seuils conventionnels (5% et 10%). On rejette l'hypothèse nulle. La variable CIFSPB est stationnaire en différence première.

Tableau 9 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté en différence première CIFSP

```
. dfuller D.CIFSP, lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: D.CIFSP                           Number of obs  = 22
                                            Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test          -------- critical value ---------
              statistic            1%           5%          10%
------------------------------------------------------------------
 Z(t)            -3.613        -4.380       -3.600       -3.240
------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0287.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.0287) est inférieure aux seuils conventionnels (5% et 10%). On rejette l'hypothèse nulle. La variable CIFSP est stationnaire en différence première.

Tableau 7 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté en différence première MM

```
. dfuller D.MM, lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: D.MM                              Number of obs  = 22
                                            Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test          -------- critical value ---------
              statistic            1%           5%          10%
------------------------------------------------------------------
 Z(t)            -4.122        -4.380       -3.600       -3.240
------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0058.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.0058) est inférieure aux seuils conventionnels (5% et 10%). On rejette l'hypothèse nulle. La variable MM est stationnaire en différence première.

Tableau 10 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté en différence première FBCF

```
. dfuller D.FBCF, lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: D.FBCF                          Number of obs  = 22
                                          Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test         -------- critical value ---------
              statistic           1%           5%          10%
------------------------------------------------------------------
 Z(t)            -5.841       -4.380       -3.600       -3.240
------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.0000) est inférieure aux seuils conventionnels (5% et 10%). On rejette l'hypothèse nulle. La variable FBCF est stationnaire en différence première.

Tableau 11 : Test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté en différence première OUV

```
. dfuller D.OUV, lags(1) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: D.OUV                           Number of obs  = 22
                                          Number of lags =  1

H0: Random walk with or without drift

                                       Dickey-Fuller
                   Test         -------- critical value ---------
              statistic           1%           5%          10%
------------------------------------------------------------------
 Z(t)            -4.302       -4.380       -3.600       -3.240
------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0031.
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.0031) est inférieure aux seuils conventionnels (5% et 10%). On rejette l'hypothèse nulle. La variable OUV est stationnaire en différence première.

4.4. Test de cointégration de Johansen

Le test de Johansen peut être utilisé dans tous les cas de figures c'est à dire si les variables sont de même ordre d'intégration ou d'ordres d'intégration différents. Johansen (1988) propose des estimateurs du maximum de vraisemblance pour tester la cointégration des séries. Il effectue un test de rang de cointégration. La règle de décision est la suivante :

- Si le rang de cointégration est égal à zéro, l'hypothèse nulle de non cointégration n'est pas rejetée.
- Si le rang de cointégration est supérieur ou égal à un, l'hypothèse nulle de non cointégration est rejetée.

```
. vecrank PIBH CIFSPB CIFSP FBCF MM OUV , lags(1) max levela notrace
```

Johansen tests for cointegration
Trend: Constant — Number of obs = 24
Sample: 2001 thru 2024 — Number of lags = 1

Maximum rank	Params	LL	Eigenvalue	Maximum	Critical value 5%	1%
0	6	-98.484496		50.1368	39.37	45.10
1	17	-73.416094	0.87619	27.2630	33.46	38.77
2	26	-59.784619	0.67889	22.5448	27.07	32.24
3	33	-48.512237	0.60912	7.0845	20.97	25.52
4	38	-44.969997	0.25561	5.3933	14.07	18.63
5	41	-42.273355	0.20126	1.1702	3.76	6.65
6	42	-41.688269	0.04759			

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

Le rang de cointégration est 1 alors les variables PIBH, CIFSPB, CIFSP, MM, FBCF, OUV sont cointégrées.

4.5. Modèle à correction d'erreur de type Hendry

$PIBH_t = a_0 + a_1CIFSPB_t + a_2CIFSP_t + a_3MM_t + a_4FBCF_t + a_5OUV_t + a_6PIBH_{t-1} + a_7CIFSPB_{t-1} + a_8CIFSP_{t-1} + a_9MM_{t-1} + a_{10}FCBF_{t-1} + a_{11}OUV_{t-1} + E_t$.

Les coefficients (a_1, a_2, a_3, a_4 et a_5) représentent la dynamique de court terme et les coefficients (a_7, a_8, a_9, a_{10} et a_{11}) caractérisent l'équilibre de long terme et a_6 est le coefficient de correction d'erreur.

```
. regress D.PIBH D.CIFSPB D.CIFSP D.MM D.FBCF D.OUV L.PIBH L.CIFSPB L.CIFSP L.MM L.FBCF L.OUV
```

Source	SS	df	MS
Model	559.524409	11	50.8658554
Residual	70.5007283	12	5.87506069
Total	630.025138	23	27.3923973

Number of obs	= 24
F(11, 12)	= 8.66
Prob > F	= 0.0004
R-squared	= 0.8881
Adj R-squared	= 0.7855
Root MSE	= 2.4239

D.PIBH	Coefficient	Std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
CIFSPB D1.	38.04407	35.29958	1.08	0.302	-38.86712	114.9553
CIFSP D1.	-37.37477	35.51393	-1.05	0.313	-114.753	40.00344
MM D1.	-.7647934	.4076513	-1.88	0.085	-1.652989	.1234024
FBCF D1.	.070633	.349184	0.20	0.843	-.6901735	.8314395
OUV D1.	66.43106	35.05575	1.90	0.082	-9.948869	142.811
PIBH L1.	-1.620366	.2808576	-5.77	0.000	-2.232302	-1.00843
CIFSPB L1.	56.19551	33.96637	1.65	0.124	-17.81085	130.2019
CIFSP L1.	-56.32367	34.13612	-1.65	0.125	-130.6999	18.05254
MM L1.	-.341327	.3687378	-0.93	0.373	-1.144738	.4620836
FBCF L1.	.1261593	.5827422	0.22	0.832	-1.143527	1.395845
OUV L1.	88.82354	59.14628	1.50	0.159	-40.04514	217.6922
_cons	-11.48785	15.8435	-0.73	0.482	-46.00787	23.03217

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

Après estimation des paramètres par MCO, on effectue le test de corrélation des erreurs de Breusch-Godfrey.

H_0 : les erreurs du modèle à correction d'erreur sont non corrélées

H_1 : les erreurs du modèle à correction d'erreur sont corrélées

Testons une corrélation d'ordre 1 des erreurs du modèle

```
. bgodfrey, lags(1)

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
```

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.896	1	0.3439

```
H0: no serial correlation
```

Source : l'auteur utilisant Stata 17 à partir des données de la Banque mondiale

La probabilité du test (0.3439) est supérieure au seuil conventionnel 5%. On ne rejette pas l'hypothèse nulle. Les erreurs ne sont pas corrélées, donc la méthode de MCO est valable.

4.6. Test d'hétérocédasticité des erreurs

```
. hettest

Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Assumption: Normal error terms
Variable: Fitted values of D.pib

H0: Constant variance

    chi2(1) =   0.00
Prob > chi2 = 0.9746
```

La probabilité du test (0.9452) est supérieure à 5%. On ne rejette pas l'hypothèse nulle. Les erreurs du modèle sont homocédastiques.

4.7. Test de significativité globale de Fisher

La statistique de Fisher vaut 8.66. Sa probabilité critique est nulle. Le modèle à correction d'erreur estimé par la méthode la méthode de MCO est globalement significatif au seuil de 5%.

5. Discutions

L'estimation de l'équation montre que :

- le coefficient associé à la force de rappel est négatif a_6= -1.620366, il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur : à long terme les déséquilibres entre Produit Intérieur Brut par Habitant, Crédit Intérieur Fourni au Secteur Privé par les banques, Masse monétaire, Crédit intérieur fourni au secteur privé, Formation brute de capital fixe et Taux d'ouverture se compensent de sorte que les huit (6) séries ont des évolutions similaires.

- Les crédits bancaires accordés au secteur privé ont un impact positif à court et à long terme d'une manière significative sur les activités économiques, par contre la série des crédits accordés au secteur privé est négativement corrélée à court et à long terme d'une manière significative sur les activités économiques. Ces résultats corroborent avec ceux DEMBELE B.S. & MACHRAFI M. (2021), en utilisant un modèle ARDL pour la Côte d'Ivoire, les auteurs trouvent un effet positif et significatif entre le secteur bancaire et la croissance économique ivoirienne. Ainsi que ceux de Nyasha et Odhiamb (2015) pour Afrique du Sud, les auteurs trouvent une relation positive entre le développement financier induit par les banques et la croissance économique en Afrique du Sud.

6. Conclusion

L'effet du secteur bancaire sur la croissance économique a fait l'objet de nombreux débats parmi les économistes. C'est dans la continuité de ce débat que l'objectif de ce travail était d'analyser l'impact du secteur bancaire sur la croissance économique du Mali entre 2000 et 2024. Les tests économétriques basé sur la cointégration et le modèle à correction d'erreur sont réalisés à travers la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Les résultats obtenus révèlent, en général, la preuve d'une relation causale positive et significative entre le secteur bancaire et la croissance économique, c'est-à-dire que les données soutiennent l'hypothèse que le système bancaire a un effet positif sur la croissance de l'économie malienne. Partant de ces résultats nous pouvons dire que les preuves de causalité obtenues sont cohérentes ou convergentes avec les résultats des études menées par des auteurs qui adhèrent au point de vue traditionnel et prédominant selon lequel le système bancaire et financier affecte directement la croissance économique. Bien entendu, davantage d'efforts de recherche sur ce sujet sont les bienvenus, car de nombreuses questions restent sans réponses adéquates ou même sans aucune considération scientifique à cet égard. Ainsi, dans la mesure où le développement du secteur bancaire et financier joue un rôle autonome dans le processus de croissance économique, des recherches complémentaires sont nécessaires pour vérifier comment les finances agissent sur les déterminants immédiats de la croissance, tels que la formation du stock de capital, la productivité du travail et les changements technologiques. Il est également important de comprendre dans quelle mesure le cadre institutionnel du pays affecte le développement bancaire et financier et, indirectement, à travers lui, le processus de croissance économique.

REFERENCES / BIBLIOGRAPHIE

1. Alaoui M, 2004, « Does financial development cause economic growth? An empirical investigation drawing on the Moroccan experience », Lancaster University Management School, Département d'économie, Working Papers 542785
2. Dembélé B.S. & Machrafi M. (2021), « L'impact du secteur bancaire sur la croissance économique en Côte d'Ivoire de 1990 à 2019 », Revue Internationale du Chercheur « Volume 2 : Numéro 2 » pp : 511 – 529
3. Demetriades PO and Hussein KA, 1996, «Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries », Journal of development Economics, Vol51(2), pp 387-411.
4. Elliott J, 1983 « Schumpeter and the theory of capitalist economic development », Journal of Economic Behavior & Organization Vol 4, Issue 4, pp 277-308.
5. Keynes JM, 1964, « The general theory of employment, interest and money», Nova York: Hartcourt Brace and World. King RG and Levine R, 1993, « Finance and growth: Schumpeter might be right » The quarterly journal of economics, Vol 108(3), pp 717-737.
6. Levine R, 1997 «Financial development and economic growth: views and agenda », Journal of Economic Literature, Vol 34, issue 2, pp 688-726;
7. Masoud N and Hardaker G, 2012, «The impact of financial development on economic growth: Empirical analysis of emerging market countries », Studies in Economics and Finance, Vol 29(3), pp148-173.
8. Ngongang E, 2015, «Financial development and economic growth in Sub-Saharan Africa: A dynamic panel data analysis », European Journal of Sustainable Development, Vol4(2), pp369-369.
9. Nyasha S and Odhiambo N M, 2015, «The impact of banks and stock market development on economic growth in South Africa: an ARDL-bounds testing approach», Contemporary Economics, Vol9(1), pp 93-108.
10. Zeineddine Y, 2019, «Joan Robinson from the generalization of the General Theory to the development of an Anglo-Italian' Cambridge tradition », Worker paper.