

Paul CECE

Email : paulcece2017@gmail.com
ORCID : [0009-0001-5257-5063](https://orcid.org/0009-0001-5257-5063)

Laboratoire de Recherche en Economie
de Saint-Louis (LARES) - Université
Gaston Berger (UGB) et Université
Général Lansana Conté de Sonfonia

Mamadou Abdoulaye KONTE

mamadou-abdoulaye.konte@ugb.edu.sn
ORCID : [0000-0002-2499-3313](https://orcid.org/0000-0002-2499-3313)

Laboratoire de Recherche en Economie de
Saint-Louis (LARES), Université Gaston
Berger de Saint-Louis du Sénégal

Inclusion financière et croissance du secteur industriel en Afrique Subsaharienne

Résumé : Cet article analyse l'impact de l'inclusion financière sur le développement du secteur industriel, en s'appuyant sur un panel de 22 pays d'ASS pour la période s'étendant de 2015 à 2019. En utilisant la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique, les résultats indiquent que ni l'augmentation du nombre d'agences de banques commerciales ni celle des distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes n'exerce d'effet significatif sur l'expansion du secteur industriel. De même, le volume des transactions d'argent mobile ne présente pas d'impact significatif sur la valeur ajoutée industrielle. En revanche, le nombre d'agences de services d'argent mobile pour 100 000 adultes a un effet positif et statistiquement significatif sur la valeur ajoutée du secteur industriel, soulignant ainsi le rôle croissant de la finance numérique dans la dynamique industrielle de la région.

Mots clés : Inclusion financière - Argent mobile - Afrique Subsaharienne (ASS) -
Croissance du secteur industriel - Méthode des moments généralisés (GMM).

Financial Inclusion and Industrial Sector Growth in Sub-Saharan Africa

Summary: This article examines the impact of financial inclusion on the development of the industrial sector, using a panel of 22 SSA countries over the period 2015–2019. Employing the dynamic panel Generalized Method of Moments (GMM), the results reveal that neither the increase in the number of commercial bank branches nor the number of automated teller machines (ATMs) per 100,000 adults has a significant effect on the expansion of the industrial sector. Similarly, the volume of mobile money transactions does not have a significant impact on industrial value added. However, the number of mobile money service outlets per 100,000 adults has a positive and statistically significant effect on the industrial sector's value added, highlighting the growing role of digital finance in the region's industrial dynamics.

Keywords: Financial inclusion - Mobile money -Sub-Saharan Africa (SSA) -Industrial sector growth - Generalized Method of Moments (GMM).

JEL Classification: E52 - Q14 - D53

Received for publication: 20250325.

Final revision accepted for publication: 20250630

1. Introduction

L'inclusion financière est un enjeu essentiel dans le financement du développement et constitue l'une des dimensions de la qualité du développement financier (Nizam et al., 2020). Elle facilite l'accès financier et peut stimuler la production des secteurs d'activité en particulier le secteur industriel qui est l'un des secteurs les plus dépendants de l'utilisation des services financiers. Par exemple, l'accès au crédit réduit les contraintes de liquidité, augmente les investissements et exerce un impact supplémentaire sur la structure de l'industrie (Nizam et al., 2020), ce qui accroît la contribution du secteur industriel à la croissance économique. L'inclusion financière, telle qu'elle est traitée dans cette étude, signifie la facilité d'accès et la possibilité d'utilisation des services financiers formels pour tous les participants à une économie (Kim et al., 2018). En d'autres termes, un niveau élevé d'inclusivité dans une société financière signifie que la plupart des participants à une économie ont accès aux services financiers formels et utilisent ces services pour maintenir la stabilité de leur capital.

Le secteur industriel, en tant que moteur de développement, joue un rôle crucial dans les économies en raison de sa capacité à générer de la richesse et à établir des liens en amont et en aval avec d'autres secteurs. Le rapport sur le développement industriel de l'Organisation des Nations Unies pour le Développement Industriel (ONUDI, 2013) montre que l'industrie améliore la productivité et génère des revenus, ce qui réduit la pauvreté et ouvre des possibilités d'intégration sociale. Le même rapport souligne qu'à mesure que les pays développent leurs industries, la recherche d'une plus grande valeur ajoutée stimule un recours accru aux sciences, à la technologie et aux innovations, encourage l'investissement dans l'éducation et l'acquisition de compétences et fournit ainsi les ressources nécessaires à l'atteinte de résultats de développement plus larges. Tout cela montre l'importance du secteur industriel dans sa participation au développement économique et social.

Cependant, en dépit de ce rôle stratégique, l'ASS connaît un phénomène de désindustrialisation préoccupant. La part du secteur industriel dans le PIB qui était de 37,96 % en 1980 s'est réduite à 26,5 % en 2015 (Nkoa, 2016). Cette régression s'explique par un ensemble de facteurs structurels et institutionnels, tels que l'insuffisance des infrastructures énergétiques, de transport et de télécommunication (Rodrik, 2015; Rowthorn et Ramaswamy, 1997) ; le faible niveau du capital humain (Devarajan, 2013) ; la faiblesse de la diversification ; les mauvais choix politiques (Lall et Wangwe, 1998) ; le problème de corruption et le dysfonctionnement du marché du crédit (Boillot et Lemoine, 1992).

Au-delà de ces obstacles structurels et institutionnels, l'accès limité aux services financiers constitue un frein majeur à l'industrialisation durable de la région. Dans ce contexte, l'inclusion financière apparaît comme un levier essentiel pour soutenir la croissance du secteur industriel. Deux raisons principales justifient cette hypothèse. Premièrement, le taux de pénétration bancaire en ASS est parmi les plus faibles au monde. En effet, les données de la base de données Global Findex de la Banque Mondiale révèlent qu'en 2021, la part de la population de plus de quinze ans ayant ouvert un compte bancaire en ASS s'élève à 40 %, contre 70 % dans les pays à revenus

intermédiaires ou plus de 90 % pour les pays à revenu élevé. Ce faible taux de bancarisation limite considérablement l'accès des populations et des entreprises aux services financiers de base, freinant ainsi leur capacité à investir, innover ou développer des activités industrielles. Deuxièmement, de nombreux Petites et Moyennes Entreprises (PME), qui constituent une part significative de l'activité industrielle, rencontrent de fortes contraintes d'accès au financement (Lefilleur, 2008). Selon Aryeetey (1998), 80% à 90% des PME d'ASS connaissent des contraintes de financement importantes. Pourtant, elles jouent un rôle prépondérant dans les secteurs industriels de nombreux pays d'ASS. On estime par exemple qu'elles représentent environ 95 % de l'activité manufacturière et 70 % de l'emploi industriel au Nigeria, principal pays d'ASS en dehors de l'Afrique du Sud (Kauffmann, 2005). L'exclusion financière de ces acteurs clés limite donc fortement le potentiel d'industrialisation durable dans la région.

Face aux nombreux défis liés à l'accès aux services financiers en ASS, des solutions innovantes ont vu le jour pour améliorer l'inclusion financière. Parmi celles-ci, l'essor des services financiers numériques, notamment les services d'argent mobile, a considérablement facilité l'accès aux services financiers pour les populations auparavant mal desservies et exclues du système financier formel. Dans plusieurs pays d'ASS, tels que le Ghana, le Kenya ou la Zambie, un grand nombre de personnes reçoivent désormais leurs paiements, notamment agricoles, directement sur un compte d'argent mobile.

Cette tendance est particulièrement marquée au Kenya, où 40 % des adultes utilisent uniquement un compte d'argent mobile pour effectuer des paiements. Par ailleurs 29 % d'entre eux utilisent deux méthodes, soit un compte d'argent mobile et un téléphone portable ou l'Internet pour accéder à leur compte d'institution financière, et 2 % effectue des paiements mobiles uniquement via un téléphone portable ou Internet pour accéder à leur compte d'institution financière (Demirguc-Kunt et al., 2018). En effet, cette région se distingue comme la seule au monde où plus de 10 % des adultes détiennent un compte d'argent mobile, selon les mêmes auteurs. Cela souligne l'importance cruciale de cette technologie dans la transformation du paysage financier régional, en permettant notamment de pallier les insuffisances des systèmes bancaires traditionnels et d'élargir l'accès aux services financiers à des populations historiquement exclues.

Cependant, malgré ces progrès significatifs, la question de l'impact réel de l'inclusion financière sur la croissance du secteur industriel demeure encore peu explorée. La majorité des études disponibles s'intéressent essentiellement aux effets de l'inclusion financière sur la croissance économique (Babajide, Adegbeye et Omankhanlen, 2015; Erlando, Riyanto et Masakazu, 2020; Kim et al., 2018; Lenka et Sharma, 2017; Makina et Walle, 2019) ou sur la réduction de la pauvreté (Inoue, 2019; Lal, 2018; Li, 2018; Tran & Le, 2021). Très peu de travaux se focalisent spécifiquement sur son influence directe sur la performance ou la structuration du secteur industriel, et encore moins dans le contexte particulier de l'ASS.

Les rares études menées dans ce domaine (Ewetan & Ike, 2014; Karabou & Gniniguè, 2024; Lo & Ramde, 2019; Udo & Ogbuagu, 2012) s'intéressent surtout à l'effet du développement financier sur l'industrialisation, en se focalisant essentiellement sur une

seule dimension de l'inclusion financière : l'utilisation des services financiers traditionnels¹. De plus, ces recherches ne prennent pas en compte l'inclusion financière numérique, en particulier l'argent mobile, qui pourtant constitue aujourd'hui un complément indispensable au système bancaire (Gosavi, 2015). Dès lors, il apparaît indispensable d'intégrer les indicateurs liés à l'argent mobile dans l'analyse de l'inclusion financière. Cela permettrait de mieux appréhender l'impact combiné de l'inclusion financière traditionnelle et numérique sur la dynamique de croissance industrielle en ASS.

Cette recherche s'inscrit dans une volonté d'élargir le champ des études consacrées à l'inclusion financière en ASS. Elle se démarque des travaux antérieurs sur deux aspects majeurs. D'une part, elle intègre l'argent mobile aux indicateurs traditionnels d'inclusion financière afin d'évaluer leur impact combiné sur la croissance du secteur industriel dans la région. À notre connaissance, aucune étude n'a jusqu'à présent analysé de manière conjointe l'effet de l'argent mobile et de l'inclusion financière traditionnelle sur le développement industriel en ASS. D'autre part, contrairement aux approches antérieures qui se concentrent généralement sur une seule dimension de l'inclusion financière, cette étude adopte une perspective plus large en prenant en compte ses deux dimensions essentielles : l'« accès » aux services financiers et leur « utilisation ».

La suite de l'article est organisée comme suit : la section 2 présente la revue de la littérature ; la section 3 décrit les données et les variables retenues ; la section 4 expose l'approche méthodologique adoptée ; la section 5 présente les résultats empiriques ; la section 6 en propose une analyse et une discussion approfondie ; enfin, la section 7 conclut l'étude.

2. Revue de la littérature

Un grand nombre d'études empiriques sur le lien entre finance et industrialisation ont été documentées dans la littérature. Bien que la plupart de ces études (Egbetunde, Simon-Oke et Odeleye, 2019; Ewetan et Ike, 2014; Karabou et Gniniguè, 2024; Lo et Ramde, 2019; Udeaja, Akanni et Offum, 2021; Udoth et Ogbuagu, 2012) ne mentionnent pas expressément l'inclusion financière, la manière dont le développement financier est mesuré s'apparente à celle de l'inclusion financière.

En analysant la relation entre le développement financier et l'industrialisation des pays africains de la zone Franc, Lo & Ramde (2019) utilisent un modèle vectoriel autorégressif (VAR) à correction d'erreurs afin de mieux cerner les effets d'une

¹ Les proxys de l'inclusion financière sont à la fois des mesures groupées et non groupées. Les mesures groupées sont les trois dimensions (disponibilité, pénétration ou accès et utilisation) de l'inclusion financière et l'indice général d'inclusion financière (Nguyen, 2020) ; les mesures non groupées concernent les indicateurs utilisés individuellement pour mesurer les dimensions. Dans notre cas, nous sommes plus préoccupés par deux dimensions de l'inclusion financière : l'accès et l'utilisation des services financiers car ces dimensions sont considérées comme les piliers de l'inclusion financière (Espinosa-Vega et al., 2020).

innovation financière sur l'industrialisation. Les résultats montrent qu'un choc sur les crédits bancaires alloués au secteur privé produit un effet négatif à court terme et un effet positif à long terme sur le secteur manufacturier. L'étude révèle que l'effet négatif à court terme met plus de temps à s'atténuer dans la Zone Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) en comparaison avec la Zone Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA).

Dans une approche complémentaire, [Karabou & Gniniguè \(2024\)](#) déterminent comment le crédit au secteur privé et d'autres variables financières expliquent et affectent la variation de la contribution du secteur industriel au PIB réel, à l'indice de production industrielle, à l'utilisation des capacités de fabrication et à l'investissement direct étranger (IDE). Les auteurs utilisent la technique d'estimation autorégressif à retards distribués (ARDL) pour estimer les modèles en utilisant des données de 1986 à 2020. L'étude a révélé que le crédit au secteur privé explique et affecte de manière significative la variation de la contribution du secteur industriel au PIB réel et à l'indice de production industrielle.

En examinant la relation entre le développement du secteur financier et l'industrialisation en Tanzanie de 1990 à 2020 à l'aide de la technique d'estimation autorégressif à retards distribués (ARDL) et la causalité au sens de Granger, [Joseph \(2022\)](#) montre qu'il existe une relation causale bidirectionnelle entre le crédit intérieur au secteur privé et la valeur ajoutée industrielle. De plus, le crédit intérieur au secteur privé a eu un effet positif significatif sur la valeur ajoutée manufacturière à court et à long terme sur la valeur ajoutée de l'industrie. Les résultats suggèrent que le gouvernement et les acteurs du secteur financier doivent relever les défis du secteur financier pour améliorer l'offre de crédit au secteur industriel et manufacturier et transformer l'économie par le biais du sous-secteur industriel et manufacturier.

En s'appuyant sur un modèle de croissance néo-schumpétérien et un échantillon de pays membres de l'Organisation de Coopération et de Développement Économique (OCDE), [Neusser & Kugler \(1998\)](#) mettent en évidence l'existence d'une relation à long terme entre le développement financier et la croissance de la valeur ajoutée du secteur manufacturier. Par ailleurs, le test de causalité de Granger révèle une relation bidirectionnelle entre le développement financier et le processus d'industrialisation.

En Afrique ASS, et plus particulièrement au Nigéria, plusieurs études se sont concentrées sur le rôle de la finance dans l'industrialisation ([Egbetunde et al., 2019; Ewetan & Ike, 2014; Obamuyi et al., 2010; Udeaja et al., 2021; Udoh & Ogbuagu, 2012](#)). Cela se justifie par le développement relativement avancé du secteur industriel nigérian comparé à d'autres pays de cette région. [Egbetunde et al. \(2019\)](#) examinent la relation entre le développement financier et la production industrielle au Nigéria. L'étude montre une direction de la causalité allant du développement financier à la production industrielle au Nigéria et confirme l'existence d'une relation à long terme entre ces deux variables. De manière similaire, [Ewetan & Ike \(2014\)](#) utilisent les crédits alloués au secteur privé comme indicateur du développement financier pour démontrer que ce dernier a un impact positif sur la croissance industrielle du pays. Leur étude met en lumière l'importance de la finance dans le processus nigérian d'industrialisation.

Dans la même perspective, [Udeaja et al.\(2021\)](#) réexaminent la relation entre la finance et la croissance industrielle au Nigéria en incluant le crédit global au secteur industriel et l'indice de développement financier comme variables supplémentaires dans le modèle de croissance industrielle. En utilisant des données couvrant la période allant de 1981 à 2020, les auteurs appliquent la technique d'estimation autorégressif à retards distribués (ARDL). Les principales conclusions de l'étude sont de trois ordres. Premièrement, les résultats confirment que la finance est un moteur important de la croissance industrielle au Nigéria. Deuxièmement, l'utilisation du crédit global au secteur privé dans un modèle de croissance industrielle tend à sous-estimer l'impact de la finance sur la performance industrielle à long terme, par rapport à l'utilisation d'une mesure sectorielle spécifique telle que le crédit global au secteur industriel. Troisièmement, la prise en compte des ruptures structurelles fournit une estimation à long terme plus élevée de l'impact du crédit global sur le secteur industriel.

Par ailleurs, [Obamuyi, Edun et Kayode \(2010\)](#) s'intéressent aux effets des prêts bancaires et de la croissance économique sur la production. En utilisant des données de 36 ans, ils appliquent les techniques de cointégration et de modèle de correction d'erreur vectorielle (VECM). Les résultats de l'étude montrent que l'utilisation des capacités de fabrication et les taux de prêts bancaires affectent considérablement la production manufacturière au Nigéria. Les auteurs soulignent que des efforts concertés du gouvernement, des fabricants et des institutions de prêts doivent revoir les politiques de prêt et de croissance et fournir un environnement macroéconomique approprié, afin d'encourager les prêts et les emprunts favorables à l'investissement de la part des institutions financières.

Cependant, toutes les études ne s'accordent pas sur le rôle bénéfique de la finance dans le processus d'industrialisation. En effet, à contre-courant des travaux précédents, [Udooh & Ogbuagu \(2012\)](#) montrent, à l'aide d'un modèle (ARDL), que le développement financier a un impact négatif et significatif sur la production industrielle de l'économie nigériane aussi bien à long qu'à court terme.

Enfin, d'autres recherches n'ont pas trouvé d'effet significatif du développement financier sur l'industrialisation. En utilisant un modèle de panel dynamique pour décrire la relation entre l'industrialisation et différents déterminants socio-économiques, financiers et institutionnels pour un panel de pays africains sur la période 1970-2012. [Samouel et Aram \(2016\)](#) rapportent que le développement financier n'a pas d'impact significatif sur l'industrialisation dans 35 pays africains.

Cette revue de la littérature souligne l'importance de la finance dans le développement industriel. En effet, des recherches de plus en plus nombreuses soulignent généralement une relation positive entre la finance et l'industrialisation, bien que son importance puisse varier en fonction des contextes et des approches d'analyse. Néanmoins, d'autres recherches tempèrent cette corrélation, exposant des effets négatifs ou insignifiants en fonction des configurations économiques. Dans l'ensemble, ces recherches contribuent à une meilleure compréhension des liens entre la finance et le développement industriel, et ouvrent la voie à de futures investigations sur l'optimisation des politiques publiques pour favoriser la croissance du secteur industriel.

3. Sources des données et description des variables

Cette étude analyse l'impact de l'inclusion financière sur la croissance du secteur industriel dans les pays d'ASS. Les données proviennent de l'enquête sur l'accès aux services financiers (FAS) du Fonds Monétaire International (FMI) et des indicateurs du développement dans le monde (WDI) de la Banque Mondiale (BM). L'étude couvre la période de 2015 à 2019 et utilise un panel de 22 pays d'Afrique subsaharienne : Bénin, Botswana, Burkina Faso, Cameroun, Comores, Tchad, Côte-d'Ivoire, Eswatini, Ghana, Gambie, Gabon, Guinée, Guinée-Bissau, Kenya, Lesotho, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritanie, Maurice, Mozambique, Namibie, Niger, Nigéria, République du Congo, Rwanda, Sénégal, Soudan, Seychelles, Afrique du Sud, Ouganda, Togo, Zambie et Zimbabwe. Il est important de noter que 2014 a été choisie comme année de démarrage car il y a beaucoup de données manquantes avant cette période. La variable dépendante de cette étude est la valeur ajoutée du secteur industriel en pourcentage du PIB (VAIND) comme mesure de la croissance du secteur industriel.

Pour mesurer l'inclusion financière numérique, nous utilisons le nombre de comptes d'argent mobile enregistrés pour 100 000 adultes (MMAG) et le nombre de transactions d'argent mobile pour 1 000 adultes (MMTR). Le nombre d'agences de banque commerciale pour 100 000 adultes (BANK) et le nombre de distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes (ATMs) sont utilisées comme mesures de l'inclusion financière traditionnelle. Ces données proviennent de la base de données de l'enquête sur l'accès aux services financiers (Financial Access Survey, 2021) du FMI.

Nous utilisons également les investissements directs étrangers (IDE) entrants provenant de la base de données des indicateurs du développement dans le monde (WDI, 2021) de la Banque Mondiale pour la régression dynamique du panel afin de contrôler la croissance du secteur industriel.

Tableau 1 : Description et signe attendu des variables

Variables	Description	Signe attendu
VAIND	Valeur ajoutée du secteur industriel (% du PIB)	
BANK	Nombre d'agences de banques commerciales pour 100 000 adultes	+
ATMs	Nombre de distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes	+
MMAG	Nombre d'agences d'argent mobile enregistrées pour 100 000 adultes	+
MMTR	Nombre de transactions d'argent mobile (au cours de l'année de référence) pour 1 000 adultes	+
IDE	Investissements directs étrangers, entrées nettes (Balance des paiements, en dollars courants US\$)	-

Source : Auteurs

4. Approche méthodologique

Cette section décrit l'approche adoptée pour mener l'étude, en précisant les méthodes utilisées pour la collecte et l'analyse des données. L'approche méthodologique adoptée dans cette étude vise à garantir une analyse rigoureuse et pertinente des données utilisées.

4.1. Cadre théorique

Le modèle théorique qui sert de base à notre étude est le modèle de [Rajan et Zingales \(1998\)](#). Ces auteurs explorent le lien entre développement financier et croissance économique en mettant en évidence l'un des mécanismes clés de cette relation : la réduction des coûts du financement externe pour les entreprises. Plus précisément, ils analysent si les secteurs industriels ayant un besoin relativement plus important de financement externe enregistrent une croissance plus rapide dans les pays où les marchés financiers sont plus développés. Ce modèle met ainsi en lumière le rôle du système financier dans l'allocation efficace des ressources et dans le soutien à la croissance sectorielle.

L'approche de [Rajan et Zingales \(1998\)](#) présente trois avantages. Tout d'abord, elle met en évidence un canal spécifique par lequel le développement financier peut influencer la croissance économique, à savoir la réduction des contraintes de financement externe pour les entreprises ([Sahay et al., 2015](#)). Ensuite, cette méthode requiert moins de données longitudinales, ce qui en fait un cadre d'analyse particulièrement adapté aux contextes où les séries temporelles sont limitées ([Sahay et al., 2015](#)). Enfin, elle permet de formuler des prédictions sur les différences de performance entre industries au sein d'un même pays, en s'appuyant sur l'interaction entre les caractéristiques propres aux pays et celles des secteurs industriels ([Rajan et Zingales, 1998](#)).

Ce cadre analytique offre ainsi la possibilité de contrôler simultanément les effets spécifiques aux pays et aux industries, ce que de nombreuses études précédentes, telles que celles [Barro \(1991\)](#), [Barro, Mankiw, et al. \(1992\)](#), [Demirgüç-Kunt et Maksimovic \(1996\)](#), [King et Levine \(1993\)](#), [Kormendi et Meguire \(1985\)](#), ou encore [Levine et Renelt \(1992\)](#), n'ont pas pu faire. Par conséquent, cette approche réduit significativement les risques de biais liés aux variables omises ou à une mauvaise spécification du modèle, renforçant ainsi la robustesse des résultats obtenus ([Rajan et Zingales, 1998](#)).

Dans cette approche, l'hypothèse principale est que la finance affecte la croissance principalement en assouplissant les contraintes de financement des secteurs. Pour isoler cet effet, la méthode la plus efficace consiste à contrôler les caractéristiques spécifiques aux pays et aux industries à l'aide de variables indicatrices (ou effets fixes), une pour chaque pays et pour chaque industrie. Ainsi, seules les variables explicatives qui varient simultanément selon le pays et l'industrie sont incluses dans le modèle. Parmi celles-ci, on retrouve notamment la part de l'industrie j dans le pays k dans la valeur ajoutée totale de l'industrie manufacturière en 1980 et de la principale variable d'intérêt, l'interaction entre la dépendance de l'industrie j à l'égard du financement extérieur et le développement du marché financier dans le pays k .

Le modèle proposé par [Rajan et Zingales \(1998\)](#) peut être formellement exprimé comme suit :

$$\begin{aligned}
 Y_{j,k} = & \text{ Constante} \\
 & + \beta_{1 \dots m} \cdot \text{Indicateurs de pays} + \beta_{m+1 \dots n} \cdot \text{Indicateurs industriels} \\
 & + \beta_{n+1} * (\text{Part de l'industrie } j \text{ dans l'industrie manufacturière du pays } k \text{ en 1980}) \\
 & + \beta_{n+2} * (\text{Dépendance externe de l'industrie } j * \text{Développement financier du pays } k) \\
 & + \varepsilon_{jk}.
 \end{aligned} \tag{1}$$

[Sahay et al. \(2015\)](#) suggèrent que l'approche de [Rajan et Zingales \(1998\)](#) peut être adaptée en intégrant une variable d'inclusion financière (FI) soit directement dans l'équation comme variable explicative dans (équation (2) , ou en interaction avec la variable financement (FIN) dans l'équation (3). Les auteurs mentionnent par ailleurs que le résultat final de ces régressions serait la constatation que $\beta_1 > 1$ dans l'équation (2) ou $\beta_{12} > 0$ dans l'équation (3), ce qui montre que les secteurs dépendants de la finance extérieure croissent plus rapidement avec une plus grande inclusion financière. En revanche, si l'on observe que l'équation (3) que $\beta_{11} > 0$ mais $\beta_{12} = 0$, on peut en déduire que l'inclusion financière n'apporte pas de bénéfices supplémentaires au-delà de ceux déjà générés par la profondeur du système financier.

$$\dot{y}_{i,s,t} = \beta_0 + \beta_1 FI_{i,to} \cdot EXT_s + \beta_2 X_{i,s,to} \tag{2}$$

$$\dot{y}_{i,s,t} = \beta_0 + \beta_{11} FIN_{i,to} \cdot EXT_s + \beta_{12} FIN_{i,to} \cdot FI_{i,to} \cdot EXT_s + \beta_2 X_{i,s,to} \tag{3}$$

où s = secteur, EXT_s indique le degré de dépendance externe du secteur s et t indique que la variable donnée est mesurée à un moment donné (ou en tant que moyenne) alors que la croissance du secteur s dans le pays t est mesurée sur une période donnée. La présentation ci-dessus simplifie grandement la spécification (certaines variables spécifiques à un pays et à un secteur doivent être incorporées) pour donner une idée générale de ce qui est mesuré et estimé ([Sahay et al., 2015](#)).

Empiriquement, plusieurs études dont celle de [Makina et Walle \(2019\)](#) ont utilisé l'approche de [Sahay et al. \(2015\)](#) pour examiner l'effet de l'inclusion financière sur la croissance économique en estimant le modèle suivant :

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FI_{i,t} + \beta_2 FD_{i,t} + \beta_3 FI_{i,t} * FD_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

Avec $y_{i,t}$, $FI_{i,t}$ et $FD_{i,t}$ respectivement le PIB par habitant, l'inclusion financière et la profondeur financière. Le vecteur $X_{i,t}$ est un ensemble de variables de contrôle du PIB par habitant

4.2. Modèle empirique et technique d'estimation

L'approche empirique de cette étude suit les travaux de [Makina et Walle \(2019\)](#) qui ont estimé empiriquement la relation entre l'inclusion financière et la croissance économique. Ainsi, notre modèle de panel dynamique s'écrit comme suit :

$$Y_{it} = \delta Y_{1,t-1} + \varphi X_{it} + f_t + \nu_i + u_{it} \tag{5}$$

où Y_{it} est la valeur ajoutée du secteur industriel en pourcentage du PIB pour le pays i à la période t ; X_{it} est un vecteur des variables d'intérêt (le nombre de comptes d'*argent mobile* enregistrés pour 100 000 adultes, le nombre de transactions d'*argent mobile* pour 1 000 adultes, le nombre d'agences de banque commerciale pour 100 000 adultes et le

nombre de distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes) et les variables de contrôle (du taux de croissance annuel de la population, du taux de croissance annuel du PIB par habitant et des investissements directs étrangers entrants) ; f_t est le facteur invariant dans le temps ; ν_i est l'ensemble des effets spécifiques au pays i et u_{it} est le terme d'erreur.

L'équation (5), telle que spécifiée, est sujette au moins à trois problèmes économétriques fondamentaux. Premièrement, il peut exister des effets spécifiques dus à l'hétérogénéité entre les pays. Deuxièmement, les variables explicatives peuvent être individuellement ou conjointement endogènes avec la variable dépendante. Finalement, il peut exister un biais dû à l'omission des variables explicatives pertinentes liées à la croissance du secteur industriel. Par conséquent, l'estimation de l'équation (5) par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) introduirait la possibilité d'avoir des coefficients estimés biaisés et inconsistants en raison d'éventuels biais d'endogénéité.

Pour obtenir des résultats fiables pour les coefficients estimés, la littérature recommande habituellement l'utilisation de la méthode des variables instrumentales, précisément la méthode des moments généralisés en panels dynamiques. Il existe plusieurs variantes d'estimateurs des moments généralisés en panels dynamiques. Cependant, deux variantes sont les plus utilisées : l'estimateur en différence première proposé par [Arellano et Bond \(1991\)](#) et l'estimateur en système proposé par [Blundell et Bond \(1998\)](#). Si l'estimateur en système semble en théorie plus efficiente que l'estimateur en différence première, elle utilise en revanche plus d'instruments que cette dernière, ce qui peut la rendre inappropriée dans certains cas, notamment lorsque la dimension individuelle est petite ou inférieure au nombre d'instruments ([Roodman, 2009](#)).

Dans un souci de limiter le risque d'un ratio défavorable entre le nombre d'instruments et le nombre de pays, nous optons pour l'estimateur en système comme méthode d'estimation de l'équation (5). Cette approche permet de corriger rigoureusement les biais liés à l'hétérogénéité individuelle non observée en appliquant une différenciation d'ordre 1, ce qui permet également de pallier le problème d'omission potentielle des variables invariantes dans le temps. En outre, l'option en deux étapes est asymptotiquement plus efficiente grâce à l'utilisation d'une matrice de pondération optimale, indisponible dans l'option en une seule étape.

5. Présentation des résultats

Dans cette partie, nous effectuons une analyse descriptive des variables et exposons les résultats de l'estimation, ainsi que les tests de validité des résultats.

Tableau 2 : Les statistiques descriptives des variables

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
VAIND	110	23,889	7,893	12,254	49,761
BANK	110	7,784	10,006	1,59	54,448
ATMs	110	16,645	21,745	1,475	89,505
MMAG	109	476,273	455,918	0,924	2077,169
MMTR	108	25129,054	34616,147	2,157	215734,95
IDE	110	4,490e+08	1,591e+09	-7,397e+09	1,003e+10

Source : Auteurs

L'analyse du tableau 2 montre que la variable VAIND représente en moyenne 23,89% du PIB, avec des valeurs comprises entre 12,25% du PIB et 49,76% du PIB.

S'agissant des indicateurs de l'inclusion financière numérique, le même tableau révèle que la variable MMG affiche une moyenne de 476,27 comptes enregistrés pour 100 000 adultes, avec un minimum de 1 compte et un maximum de 2 077 comptes pour 100 000 adultes. La variable MMTR présente quant à elle une moyenne de 34 616,14 transactions pour 1 000 adultes, avec des extrêmes allant de 2 à 215 735 transactions pour 1 000 adultes.

En ce qui concerne les indicateurs de l'inclusion financière traditionnelle, le tableau 2 indique que la variable BANK enregistre en moyenne 10 agences de banques commerciales pour 100 000 adultes, avec une fourchette allant de 2 à 54 agences pour 100 000 adultes. De même, la variable ATMs affiche une moyenne de 21,74 distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes avec un minimum de 1 distributeur automatique de billets pour 100 000 adultes et un maximum de 90 distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes.

Tableau 3 : Résultats de la régression

VARIABLES	VAIND
L.VAIND	0.993*** (0.102)
BANK	-0.00961 (0.0603)
ATMs	0.00164 (0.0282)
MMAG	0.00106*** (0.000405)
MMTR	1.51e-06 (1.03e-05)
IDE	-4.13e-10*** (1.44e-10)
Constant	-0.213 (2.170)
Observations	86
Number of iid	22

Standard errors in parentheses

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

Source : Auteurs

Dans nos estimations, les tests de validité (tableau 4) affichent des résultats conformes aux attentes. D'une part, les tests de sur-identification de Sargan et de Hansen ne rejette pas l'hypothèse nulle, celle de la validité des instruments. Ce qui signifie que le terme d'erreur n'est pas corrélé avec l'ensemble des variables explicatives utilisées comme instruments. D'autre part, le test d'autocorrélation d'[Arellano et Bond](#) accepte l'absence de l'autocorrélation à l'ordre 2 (AR (2)) des résidus. Le modèle estimé satisfait donc aux hypothèses sur lesquelles il est fondé.

Tableau 4 : Les tests de validité

Intitulé	Prob
Test AR(1)	-1.65
Test AR (2)	1.24
Test Sargan	4.74
Test Hansen	2.99
Wald ch2(6)	44429.00

Source : Auteurs

Selon les critères usuels, on peut remarquer que le modèle est globalement significatif et l'estimation, de bonne qualité. La valeur de la statistique Wald montre que les variables explicatives ont un pouvoir explicatif de la VAIND globalement significatif au seuil de

1 %. Donc, le modèle estimé est adapté à décrire la VAIND au travers des variables explicatives considérées.

6. Discussion des résultats

Les résultats des estimations présentés dans le tableau 3 indiquent que les indicateurs de l'inclusion financière exercent des effets différenciés sur la croissance du secteur industriel. Plus précisément, le nombre d'agences de banques commerciales pour 100 000 adultes, ainsi que le nombre de distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes, n'ont pas d'impact significatif sur la création de valeur ajoutée dans ce secteur. Ce constat rejoue les conclusions de [Samouel et Aram \(2016\)](#), qui montrent que le développement financier n'a pas d'effet significatif sur l'industrialisation dans 35 pays africains. Ce résultat s'explique par le fait que la présence d'agences bancaires ou de distributeurs automatiques de billets ne garantit pas un accès effectif au financement pour les entreprises industrielles. Ces infrastructures sont principalement utilisées pour les opérations courantes des particuliers et des PME, et non pour répondre aux besoins en financement à long terme propres au secteur industriel.

En ce qui concerne l'inclusion financière numérique, les résultats révèlent que le nombre d'agences d'argent mobile pour 100 000 adultes exerce un effet positif et statistiquement significatif sur la valeur ajoutée du secteur industriel. Ce résultat pourrait s'expliquer par le rôle des agences d'argent mobile dans l'amélioration de l'accès aux services financiers, facilitant ainsi certaines activités économiques industrielles, même si ces services ne permettent pas encore de répondre pleinement aux besoins en financement nécessaires à une véritable transformation industrielle.

En revanche, le volume des transactions d'argent mobile pour 1 000 adultes n'a pas d'effet significatif sur la valeur ajoutée industrielle, ce qui suggère que, malgré leur rôle dans la facilitation des paiements, ces transactions ne constituent pas encore un levier déterminant du développement industriel en ASS.

Une relation négative et significative est observée entre les investissements directs étrangers (IDE) entrants et la croissance du secteur industriel. Ce résultat, conforme à nos attentes, corrobore les conclusions de [Amara et Thabet \(2012\)](#). En effet, ces auteurs ont montré que les IDE entrants avaient un effet négatif sur la valeur ajoutée du secteur manufacturier en Tunisie. Ce constat est partagé par plusieurs études portant sur des pays comme la Tunisie et le Maroc ([Amara & Thabet, 2012](#)). Dans le contexte des pays d'Afrique subsaharienne, cette dynamique peut être attribuée à la faible capacité d'absorption technologique des entreprises locales, souvent dépourvues des compétences, des infrastructures ou des ressources nécessaires pour tirer pleinement parti des technologies et savoir-faire introduits par les multinationales. De plus, les politiques d'attractivité mises en œuvre par les États hôtes favorisent parfois les investisseurs étrangers sans exiger de contreparties claires en matière de développement industriel ou de transfert technologique, ce qui limite les bénéfices pour l'économie locale. Ainsi, loin de stimuler systématiquement le développement industriel, les IDE

peuvent accroître la dépendance aux technologies importées et freiner la montée en compétences du tissu productif local.

7. Conclusion

Cette recherche analyse l'impact de l'inclusion financière sur le secteur industriel en ASS en utilisant la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique. Les résultats indiquent que ni l'augmentation du nombre d'agences de banques commerciales ni celle des distributeurs automatiques de billets pour 100 000 adultes n'exerce d'effet significatif sur l'expansion du secteur industriel. De même, le volume des transactions d'argent mobile ne présente pas d'impact significatif sur la valeur ajoutée industrielle. En revanche, le nombre d'agences de services d'argent mobile pour 100 000 adultes a un effet positif et statistiquement significatif sur la valeur ajoutée du secteur industriel, soulignant ainsi le rôle croissant de la finance numérique dans la dynamique industrielle de la région.

Malgré les résultats de l'étude, elle présente des limites, notamment la courte période d'analyse et l'usage d'indicateurs individuels plutôt qu'un indice composite de l'inclusion financière. Des recherches futures intégrant des séries temporelles plus longues et des approches plus globales permettraient d'affiner ces résultats et d'éclairer davantage le rôle de l'inclusion financière dans le développement industriel de l'ASS.

8. Références bibliographiques

- Amara, M., & Thabet, K. (2012). Structure industrielle et développement local du littoral tunisien, 1998-2004. *Mondes en développement*, 157(1), 119-136. <https://doi.org/10.3917/med.157.0119>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Aryeetey, E. (1998). *Informal Finance for Private Sector Development in Africa*.
- Babajide, A. A., Adegbeye, F. B., & Omankhanlen, A. E. (2015). *Financial Inclusion and Economic Growth in Nigeria*. 5(3).
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2), 407-443. <https://doi.org/10.2307/2937943>
- Barro, R., Mankiw, N. G., & Sala-i-Martin, X. (1992). *Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth* (No. w4206; p. w4206). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w4206>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Boillot, J.-J., & Lemoine, F. (1992). Le financement de l'industrialisation. *Economie Perspective Internationale*, 50, 67-98.

- Demirguc-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S., & Hess, J. (2018). *The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*. Washington, DC: World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1259-0>
- Demirgüt-Kunt, A., & Maksimovic, V. (1996). Stock market development and financing choices of firms. *The World Bank Economic Review*, 10(2), 341-369. <https://doi.org/10.1093/wber/10.2.341>
- Devarajan S. (2013). *Africa's Statistical Tragedy*.
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/roiw.12013>
- Egbetunde, T., Simon-Oke, O., & Odeleye, A. (2019). Financial development and industrial output in Nigeria. *Department Of Economics Journal, Nnamdi Azikiwe University, Akwa, Nigeria*, 16(1), 19-38.
- Erlando, A., Riyanto, F. D., & Masakazu, S. (2020). Financial inclusion, economic growth, and poverty alleviation: Evidence from eastern Indonesia. *Heliyon*, 6(10). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e05235>
- Espinosa-Vega, M. A., Shirono, M. K., Villanova, M. H. C., Chhabra, M., Das, M. B., & Fan, M. Y. (2020). *Measuring Financial Access: 10 Years of the IMF Financial Access Survey*. International Monetary Fund.
- Ewetan, O. O., & Ike, D. N. (2014). Does financial sector development promote industrialization in Nigeria. *International Journal of Research in Social Sciences*, 4(1), 17-25.
- Gosavi, A. (2015). The Next Frontier of Mobile Money Adoption. *The International Trade Journal*, 29(5), 427-448.
<https://doi.org/10.1080/08853908.2015.1081113>
- Inoue, T. (2019). Financial inclusion and poverty reduction in India. *Journal of Financial Economic Policy*, 11(1), 21-33. <https://doi.org/10.1108/JFEP-01-2018-0012>
- Joseph, E. (2022). Financial Sector Development and Industrialization in Tanzania. *Tanzania Journal of Development Studies*, 20(2), Article 2. <https://journals.udsm.ac.tz/index.php/tjds/article/view/5689>
- Karabou, E. F., & Gniniguè, M. (2024). The effect of public debt on structural transformation in Sub-Saharan Africa: The role of financial development. *Repères et Perspectives Économiques*, 8(2), Article 2. <https://doi.org/10.34874/PRSM.RPE.51530>
- Kauffmann, C. (2005). *Le financement des PME en Afrique*. <https://www.oecd-ilibrary.org/content/paper/010624746507>
- Kim, D.-W., Yu, J.-S., & Hassan, M. K. (2018). Financial inclusion and economic growth in OIC countries. *Research in International Business and Finance*, 43, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.178>

- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth : Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, 108(3), 717-737. <https://doi.org/10.2307/2118406>
- Kormendi, R. C., & Meguire, P. G. (1985). Macroeconomic determinants of growth : Cross-country evidence. *Journal of Monetary economics*, 16(2), 141-163. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(85\)90027-3](https://doi.org/10.1016/0304-3932(85)90027-3)
- Lal, T. (2018). Impact of financial inclusion on poverty alleviation through cooperative banks. *International Journal of Social Economics*, 45(5), 808-828. <https://doi.org/10.1108/IJSE-05-2017-0194>
- Lall, S., & Wangwe, S. (1998). Industrial policy and industrialisation in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies*, 7(suppl_1), 70-107. https://doi.org/10.1093/jafeco/7.suppl_1.70
- Lefilleur, J. (2008). Comment améliorer l'accès au financement pour les PME d'Afrique subsaharienne ? *Afrique contemporaine*, 227(3), 153-174. <https://doi.org/10.3917/afco.227.0153>
- Lenka, S. K., & Sharma, R. (2017). Does Financial Inclusion Spur Economic Growth in India? *The Journal of Developing Areas*, 51(3), 215-228. <https://doi.org/10.1353/jda.2017.0069>
- Levine, R., & Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *The American economic review*, 942-963.
- Li, L. (2018). Financial inclusion and poverty : The role of relative income. *China Economic Review*, 52, 165-191. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2018.07.006>
- Lo, S. B., & Ramde, F. (2019). Développement financier et transformation structurelle des pays africains de la zone Franc : Une approche panel-VAR. *Revue Interventions économiques. Papers in Political Economy*, 61, Article 61. <https://doi.org/10.4000/interventionseconomiques.5390>
- Makina, D., & Walle, Y. M. (2019). Financial Inclusion and Economic Growth : Evidence From a Panel of Selected African Countries. In D. Makina (Éd.), *Extending Financial Inclusion in Africa* (p. 193-210). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-814164-9.00009-8>
- Neusser, K., & Kugler, M. (1998). Manufacturing growth and financial development : Evidence from OECD countries. *Review of economics and statistics*, 80(4), 638-646. <https://doi.org/10.1162/003465398557726>
- Nguyen, T. T. H. (2020). Measuring financial inclusion : A composite FI index for the developing countries. *Journal of Economics and Development*, 23(1), 77-99. <https://doi.org/10.1108/JED-03-2020-0027>
- Nizam, R., Abdul Karim, Z., Sarmidi, T., & Abdul Rahman, A. (2020). Financial inclusion and firms growth in manufacturing sector: A threshold regression analysis in selected ASEAN countries. *Economies*, 8(4), 80. <https://doi.org/10.3390/economies8040080>

- Nkoa, B. E. O. (2016). Investissements directs étrangers et industrialisation de l'Afrique : Un nouveau regard. *Innovations*, 51(3), 173-196. <https://doi.org/10.3917/inno.051.0173>
- ONUDI. (2013). *Rapport annuel 2013*. Vienne : Organisation des Nations Unies pour le développement industriel. https://www.unido.org/sites/default/files/2014-06/ar2013_final_f_20140616_1.pdf
- Obamuyi, T. M., Edun, A. T., & Kayode, O. F. (2010). Bank Lending, Economic Growth and the Performance Of The Manufacturing Sector In Nigeria. *European Scientific Journal*, 8.
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1998). Financial Dependence and Growth. *The American Economic Review*, 88(3), 559-586.
- Rodrik, D. (2015). *Work and Human Development In a Deindustrializing World*.
- Roodman, D. (2009). How to do Xtabond2 : An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 9(1), 86-136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Rowthorn, R., & Ramaswamy, R. (1997). Deindustrialization : Its Causes and Implications. *IMF Working Papers*, 97. <https://doi.org/10.5089/9781451975826.001>
- Sahay, R., R. M., N'Diaye, P., Barajas, A., Mitra, S., Kyobe, A., Mooi, Y. and Yousefi, R.. (2015). Financial Inclusion : Can it Meet Multiple Macroeconomic Goals? *Staff Discussion Notes*, 15(17), 1. <https://doi.org/10.5089/9781513585154.006>
- Samouel, B., & Aram, B. (2016). The determinants of industrialization : Empirical evidence for Africa. *European Scientific Journal*, 12(10), 219-239.
- Tran, H. T. T., & Le, H. T. T. (2021). The Impact of Financial Inclusion on Poverty Reduction. *Asian Journal of Law and Economics*, 12(1), 95-119. <https://doi.org/10.1515/ajle-2020-0055>
- Udeaja, E. A., Akanni, E. O., & Offum, P. F. (2021). Revisiting the finance and industrial growth nexus in Nigeria. *Economic and Financial Review (EFR)*, 59(2), 1-22.
- Udoh, E., & Ogbuagu, U. R. (2012). *Financial Sector Development and Industrial Production in Nigeria (1970-2009) : An ARDL Cointegration Approach*.

8. Annexes

8.1. Annexe 1 : Statistiques descriptives

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
VAIND	110	23.88875	7.892877	12.25397	49.76092
BANK	110	7.783647	10.00562	1.590097	54.44798
ATMs	110	16.64515	21.74493	1.475108	89.50518
MMAG	109	476.2726	455.9183	.92419	2077.169
MMTR	108	25129.05	34616.15	2.156505	215735
IDE	110	4.49e+08	1.59e+09	-7.40e+09	1.00e+10

8.2. Annexe 2: Résultat de l'estimation

```
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: iid                                         Number of obs      =      86
Time variable : Year                                      Number of groups   =      22
Number of instruments = 10                                 Obs per group: min =      3
Wald chi2(6) =  44429.00                                     avg =      3.91
Prob > chi2 =  0.000                                     max =      4
-----
                                         | Corrected
Variable | Coef.   Std. Err.      z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+
VAIND |          |          |
      L1. | .9929843  .1023903   9.70  0.000   .7923031  1.193666
      |
      BANK | -.0096143  .0602599  -0.16  0.873  -.1277216  .108493
      ATMs | .001645   .0281519   0.06  0.953  -.0535318  .0568218
      MMAG | .0010618  .0004054   2.62  0.009  .0002671  .0018564
      MMTR | 1.51e-06  .0000103   0.15  0.884  -.0000188  .0000218
      IDE | -4.13e-10 1.44e-10  -2.87  0.004  -6.95e-10 -1.31e-10
      _cons | -.212569  2.170179  -0.10  0.922  -4.466042  4.040904
-----
Instruments for first differences equation
Standard
D. (L.BANK L.ATMs L.MMAG L.MMTR L.IDE)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(1/4).L.VAIND collapsed
Instruments for levels equation
Standard
L.BANK L.ATMs L.MMAG L.MMTR L.IDE
_cons
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
D.L.VAIND collapsed
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.65  Pr > z = 0.099
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.24  Pr > z = 0.214
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(3) = 4.74  Prob > chi2 = 0.192
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(3) = 2.99  Prob > chi2 = 0.393
(Robust, but weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(2) = 1.93  Prob > chi2 = 0.380
Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 1.06  Prob > chi2 = 0.304
```