

Étude empirique de l'impact du taux de change effectif réel sur la croissance économique en Mauritanie

An empirical study of the impact of the real effective exchange rate on economic growth in Mauritania

Ne CHEIKH AHMED

Docteur en économie, Enseignant vacataire
Université de Nouakchott, Mauritanie

Date de soumission : 29/07/2026

Date d'acceptation : 04/09/2026

Pour citer cet article :

CHEIKH AHMED. N. (2026) « Étude empirique de l'impact du taux de change effectif réel sur la croissance économique en Mauritanie », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 9 » pp : 1174-1191.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article étudie la relation entre le taux de change effectif réel (TCER) et la croissance économique en Mauritanie sur la période 1976-2024, à partir de 49 observations annuelles. L'analyse mobilise une approche à retards échelonnés (ARDL) pour estimer les dynamiques de court et de long terme, complétée par le test de non-causalité de Toda et Yamamoto afin d'identifier le sens des relations entre variables. Dans notre convention, une hausse de l'indice du TCER correspond à une appréciation réelle de l'ouguiya. Les tests de racine unitaire avec rupture (Zivot-Andrews et Perron) confirment que toutes les séries sont intégrées d'ordre un. Le test des bornes valide l'existence d'une relation de long terme, et le terme de correction d'erreur est négatif et significatif. Les résultats montrent qu'une appréciation réelle exerce un effet négatif et significatif sur le PIB par habitant à long terme, tandis que l'investissement et les termes de l'échange agissent positivement. Ces résultats éclairent les implications de la politique de change pour une économie dépendante des ressources naturelles.

Mots clés : Taux de change effectif réel ; Croissance économique ; ARDL ; Causalité de Toda-Yamamoto ; Mauritanie.

Abstract

This article investigates the relationship between the real effective exchange rate (REER) and economic growth in Mauritania over the period 1976-2024, using 49 annual observations. The analysis relies on an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach to estimate short- and long-run dynamics, complemented by the Toda-Yamamoto non-causality test to identify the direction of the relationships between variables. In our convention, an increase in the REER index corresponds to a real appreciation of the ouguiya. Unit root tests with structural breaks (Zivot-Andrews and Perron) confirm that all series are integrated of order one. The bounds test validates the existence of a long-run relationship, and the error correction term is negative and significant. The results show that a real appreciation exerts a negative and significant effect on GDP per capita in the long run, while investment and the terms of trade have a positive effect. These findings shed light on the exchange rate policy implications for a resource-dependent economy.

Keywords: Real effective exchange rate ; Economic growth ; ARDL ; Toda-Yamamoto causality ; Mauritania.

Introduction

La dynamique des taux de change a accru la vulnérabilité macroéconomique de la Mauritanie aux chocs externes. Le déficit important du compte courant, la faiblesse des exportations non extractives et une certaine rigidité du marché des devises étrangères ont affaibli la capacité du pays à réagir face au choc négatif des termes de l'échange amorcé en 2018. Cette dynamique a pesé sur le financement des besoins extérieurs, déclenchant des pressions notables sur les réserves de change de la Banque Centrale de Mauritanie (BCM), d'où le recours à l'endettement pour reconstituer ces réserves au prix d'une hausse de la dette publique. Bien que la BCM ait adopté en septembre 2018 une parité mobile par rapport au dollar américain et laissé l'ouguiya se déprécier, cela n'a pas suffi : le taux de change effectif réel s'est apprécié de 8,2 % sur la même période, dans un contexte de renforcement du dollar, notamment vis-à-vis de l'euro. Il en a résulté une surévaluation de la monnaie que le FMI (2019) estime entre 14 et 21 %. En alimentant cette surévaluation, la rigidité de la politique de change rend le pays plus vulnérable aux chocs externes et nuit à la compétitivité de l'économie.

Ce diagnostic soulève plusieurs interrogations incontournables quant à l'avenir de la Mauritanie. Nous posons les questions suivantes : le taux de change effectif réel fait-il obstacle à la croissance économique ? Quel est le degré de sensibilité de l'économie mauritanienne à l'effet du taux de change en présence de chocs persistants ? Quels sont les caractéristiques et les impacts des chocs internes et externes sur la croissance en Mauritanie ?

L'objectif de cet article est double. Il s'agit, d'une part, d'estimer les relations de court et de long terme entre le TCER et la croissance économique au moyen d'un modèle ARDL, et, d'autre part, d'identifier le sens de causalité entre ces variables à l'aide du test de Toda et Yamamoto. Nous précisons dès l'introduction la convention retenue pour l'indice du TCER : une hausse de l'indice traduit une appréciation réelle de l'ouguiya, et une baisse une dépréciation réelle. Cette convention conditionne l'interprétation économique de l'ensemble des coefficients estimés.

Pour répondre à ces interrogations, l'article est organisé de la manière suivante. La première section présente une revue de la littérature ainsi que le cadre théorique, les variables de l'étude et les outils statistiques. La deuxième section est consacrée à l'estimation empirique de la relation croissance-TCER pour le cas mauritanien et à la discussion des résultats. La conclusion en tire les principales implications de politique de change.

1. Revue de littérature, cadre théorique et outils statistiques

1.1. Revue de littérature

La relation entre le taux de change réel et la croissance économique fait l'objet d'une littérature abondante, dont les conclusions restent contrastées. Un premier courant, dans la lignée de Rodrik (2008), soutient qu'une dépréciation réelle — c'est-à-dire un taux de change réel sous-évalué — stimule la croissance dans les économies en développement, en favorisant les secteurs de biens échangeables et en corrigeant les défaillances de marché. À l'inverse, un second courant, illustré par les travaux sur les économies avancées de McCallum (1999) et Harris (2000), montre qu'une dépréciation peut réduire la productivité en protégeant les secteurs inefficaces et en renchérissant les intrants importés.

Pour les économies dépendantes des ressources naturelles, la littérature met en avant le risque de « syndrome hollandais » et de malédiction des ressources : une appréciation réelle induite par les recettes d'exportation extractives peut éroder la compétitivité des secteurs non extractifs (Stiglitz, Guzman et Ocampo, 2017 ; Sturzenegger et Levy-Yeyati, 2016). Les études empiriques sur les pays en développement (Drine et Rault, 2005 ; Vieira et MacDonald, 2010) confirment le rôle déterminant du désajustement du taux de change réel sur la croissance, tandis que Dufrénot, Mignon et Tsangarides (2010) et Zahonogo (2016) documentent le lien entre ouverture commerciale, termes de l'échange et croissance en Afrique subsaharienne.

En dépit de cette richesse, peu de travaux traitent spécifiquement du cas mauritanien sur une période longue et en tenant compte des ruptures structurelles. Le présent article vise à combler ce vide en estimant, pour la Mauritanie, la relation de long terme entre le TCER et la croissance à l'aide d'une approche ARDL robuste aux ordres d'intégration mixtes, et en identifiant le sens de causalité par le test de Toda et Yamamoto. Sa contribution est double : documenter empiriquement une économie encore peu étudiée et clarifier, à partir d'une convention explicite de l'indice, le signe économique de l'effet du taux de change réel.

1.2. Cadre théorique du modèle et présentation des variables

L'objectif de cette étude n'étant pas de rechercher l'ensemble des déterminants de la croissance, nous retenons un modèle de croissance augmenté par des variables du secteur externe. La variable dépendante est le PIB par habitant (PIBH), retenu comme mesure du niveau de développement et de la productivité agrégée. Les variables explicatives sont choisies sur des bases théoriques précises : la population active (EMPLOI) représente le facteur travail dans une fonction de production de type néoclassique ; la formation brute de capital fixe rapportée au PIB (FBCF) mesure l'effort d'accumulation du capital productif ; le taux de change effectif réel

(TCER) capte la compétitivité-prix externe ; et les termes de l'échange (TE), définis comme le rapport entre indices des prix à l'exportation et à l'importation, mesurent le pouvoir d'achat externe de l'économie. L'équation de la fonction de croissance, inspirée de Ben Jdidia et al. (2014), s'écrit :

$$LPIBH_t = \alpha_0 + \alpha_1 LEMPLOI_t + \alpha_2 LFBCF_t + \alpha_3 LTCER_t + \alpha_4 LTE_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où « L » désigne le logarithme népérien de chaque variable. La transformation logarithmique permet de lisser les séries, d'interpréter les coefficients comme des élasticités et de limiter le risque d'hétéroscédasticité. Conformément à la convention adoptée dans cet article, un accroissement de LTCER correspond à une appréciation réelle de l'ouguiya ; le signe attendu de α_3 est donc négatif si l'appréciation réelle pénalise la compétitivité et la croissance.

Les données sont annuelles et couvrent la période 1976-2024, soit 49 observations. Les séries sont issues des bases de données de la Banque Centrale de Mauritanie et des institutions internationales (FMI, Banque mondiale). [Les sources précises de chaque série et le traitement des données manquantes sont à confirmer par l'auteur.]

1.3. Stratégie économétrique : racine unitaire avec rupture, ARDL et approche de Toda-Yamamoto

La modélisation des séries chronologiques macroéconomiques exige au préalable de traiter la question de la stationnarité, car des régressions portant sur des séries non stationnaires peuvent produire des relations fallacieuses (Granger et Newbold, 1974). Nous testons donc l'ordre d'intégration des séries, en tenant compte des ruptures structurelles susceptibles d'affecter les résultats des tests standards. Deux tests de racine unitaire avec rupture endogène sont mobilisés : le test de Zivot et Andrews (1992) et le test de Perron (1997).

Une fois l'ordre d'intégration établi, notre stratégie combine deux outils complémentaires et distincts. D'une part, l'approche ARDL (Pesaran, Shin et Smith, 2001) est utilisée pour estimer conjointement les dynamiques de court terme et la relation de long terme, via un mécanisme à correction d'erreur ; le test des bornes permet de statuer sur l'existence d'une relation de cointégration. Cette approche est adaptée à des variables intégrées d'ordre mixte, sous réserve qu'aucune série ne soit intégrée d'ordre deux. D'autre part, le test de non-causalité de Toda et Yamamoto (1995) est employé, sur un VAR en niveau, pour identifier le sens des relations de causalité entre les variables. Les deux méthodes répondent à des objectifs différents — quantifier les effets (ARDL) et déterminer la direction des liens (Toda-Yamamoto) — et sont donc présentées séparément afin d'éviter toute confusion entre cointégration et causalité.

2. Estimation de la relation croissance-TCER pour le cas de l'économie mauritanienne

Les modèles à changement structurel ont connu un regain d'intérêt, en raison des profondes mutations liées à la libéralisation financière, aux réformes institutionnelles, aux crises économiques et aux transitions politiques, qui ont accru la sensibilité des séries macroéconomiques aux ruptures. Par ailleurs, l'allongement de la période d'étude accroît la probabilité de chocs structurels dans le processus générateur des données. Nous retenons donc une série de variables domestiques et externes exprimées en logarithme sur la période 1976-2024.

Nous présentons d'abord statistiquement et graphiquement l'ensemble des variables, en traitant la stationnarité en niveau et en première différence. Nous estimons ensuite, au moyen de l'approche ARDL, les dynamiques de court et de long terme, puis nous identifions le sens de causalité par le test de Toda et Yamamoto.

2.1. Traitement univarié des variables

2.1.1. Analyse graphique et descriptive des variables

L'étude porte sur l'interaction entre le taux de change effectif réel et la croissance économique en Mauritanie durant la période 1976-2024. Le tableau 1 présente les principales statistiques descriptives des variables, calculées sur les 49 observations annuelles retenues.

À la lecture du tableau 1, la majorité des variables sont asymétriques et de formes différentes, tout en présentant globalement une distribution proche de la normalité.

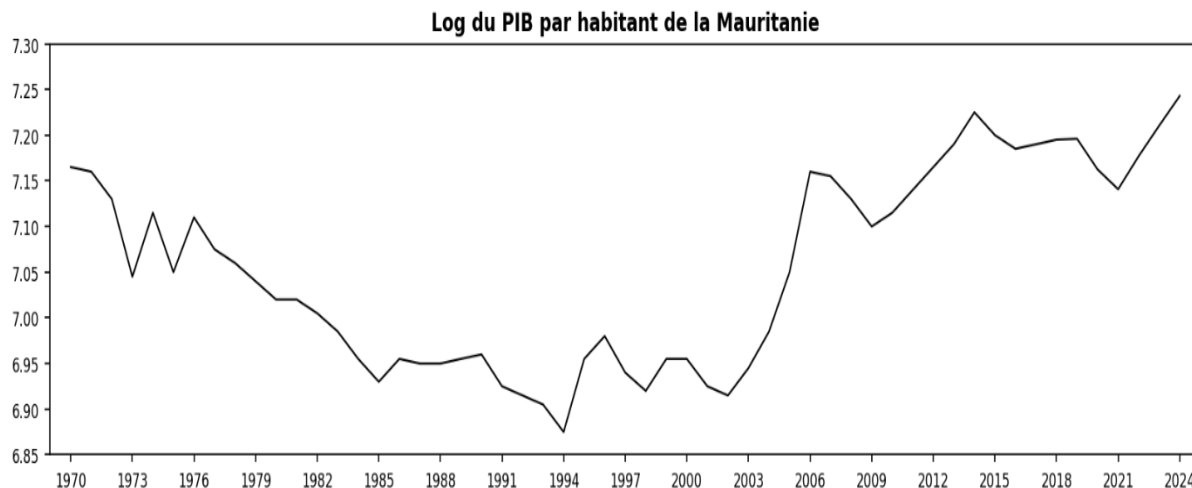
Tableau N°1 : Statistiques descriptives des variables

Désignations	LPIBH	LEMPLOI	LFBCF	LTCER	LTE
Moyenne	7,037	13,346	3,255	4,936	4,277
Médiane	7,021	13,365	3,256	4,915	4,260
Maximum	7,222	14,015	4,119	5,415	5,097
Minimum	6,882	12,424	1,872	4,521	3,618
Écart-type	0,104	0,415	0,500	0,332	0,320
Skewness	0,291	-0,421	-0,164	0,133	0,345
Kurtosis	1,607	2,559	2,694	1,354	3,274
Jarque-Bera	4,653	1,841	0,410	5,676	1,128
Probabilité JB	0,098	0,398	0,814	0,059	0,569
Ljung-Box (12)	228,056	433,536	108,056	480,264	128,078
Probabilité LB	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Observations	49	49	49	49	49

JB : statistique de Jarque-Bera ; LB : statistique de Ljung-Box pour un retard égal à 12.

Source : Calculs de l'auteur de la base de données

Le graphique 1 présente l'évolution du logarithme du PIB par habitant sur la période 1976-2024. On observe une évolution non stable en tendance et plusieurs ruptures depuis les années 1980, caractérisant les changements structurels qu'a connus la Mauritanie.



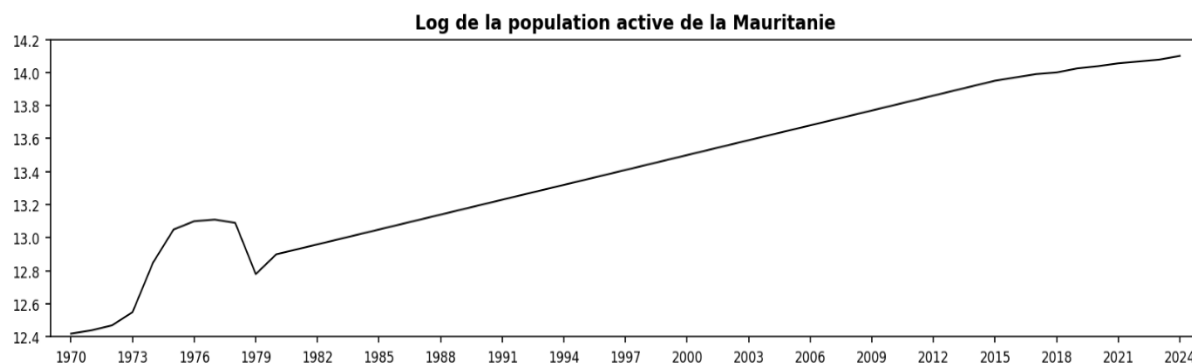
Graphique N°1 : Évolution tendancielle du logarithme du PIB par habitant

Source : Calculs de l'auteur

D'après le graphique 1 et le tableau 1, la série présente une tendance baissière de 1976 jusqu'au milieu des années 1990, puis une tendance haussière jusqu'à la fin de la période. Elle affiche une moyenne de 7,037 et un écart-type faible de 0,104, traduisant une forte homogénéité. Les observations sont comprises entre 6,882 et 7,222, avec une forte concentration autour de 7,021. La distribution est légèrement asymétrique à droite ($\text{Skewness} = 0,291 > 0$) et leptokurtique ($\text{Kurtosis} = 1,607$). Elle accepte l'hypothèse de normalité, la probabilité de la statistique de Jarque-Bera étant supérieure à 5 %.

L'observation du corrélogramme (voir Annexe) révèle une forte autocorrélation sérielle, les valeurs des autocorrélations globale et partielle dépassant l'intervalle de confiance pour la majorité des retards. Les probabilités du test de Ljung-Box conduisent à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. Nous pouvons présager un processus de type AR(1) pour la variable LPIBH.

La population active (LEMPLOI) est caractérisée par une tendance haussière, à l'exception des années 1970 marquées par les deux crises pétrolières. La série affiche une moyenne de 13,346 et un écart-type de 0,415 ; les observations sont comprises entre 12,424 et 14,015. La distribution est légèrement étalée à gauche ($\text{Skewness} = -0,421 < 0$) et leptokurtique ($\text{Kurtosis} = 2,559$), et accepte l'hypothèse de normalité.

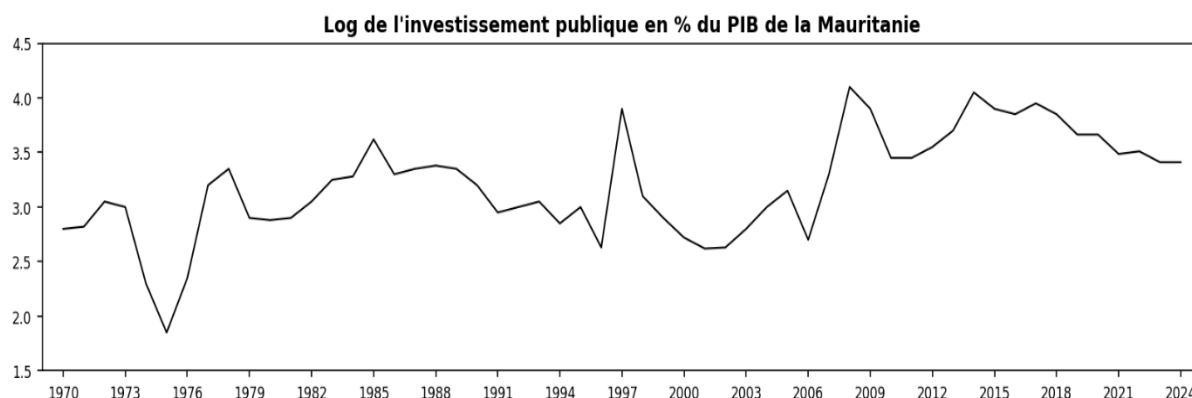


Graphique N°2 : Évolution tendancielle du logarithme de la population active

Source : Calculs de l'auteur

Le corrélogramme (voir Annexe) confirme une forte corrélation sérielle, et les probabilités du test de Ljung-Box, toutes inférieures à 5 %, conduisent à rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation. Nous présageons un processus de type AR(1) pour la variable LEMPLOI.

La formation brute de capital fixe rapportée au PIB (LFBCF), retenue comme mesure de l'effort d'investissement productif, est relativement stable sur la période, avec des oscillations et des ruptures liées aux crises économiques et sociales.

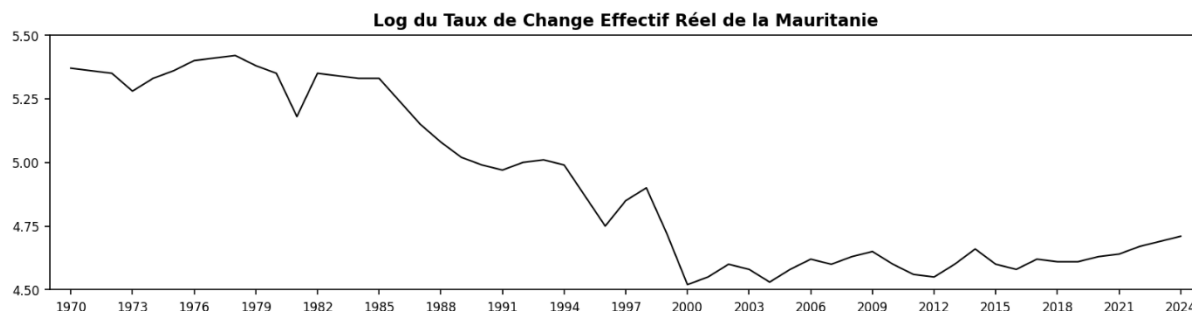


Graphique N°3 : Évolution tendancielle du logarithme de la FBCF rapportée au PIB

Source : Calculs de l'auteur

Le tableau 1 indique une moyenne de 3,255 et un écart-type de 0,500. Les observations sont bornées entre 1,872 et 4,119. La distribution est faiblement asymétrique à gauche (Skewness = -0,164 < 0) et leptokurtique (Kurtosis = 2,694), et accepte l'hypothèse de normalité. Le corrélogramme (voir Annexe) et le test de Ljung-Box confirment une forte autocorrélation sérielle ; nous présageons un processus de type AR(1) pour la variable LFBCF.

La variable d'intérêt, le TCER, présente une forte tendance à la baisse depuis le début des années 1980 jusqu'en 2000, où la série se stabilise. Rappelons qu'une hausse de LTCER traduit une appréciation réelle de l'ouguiya.

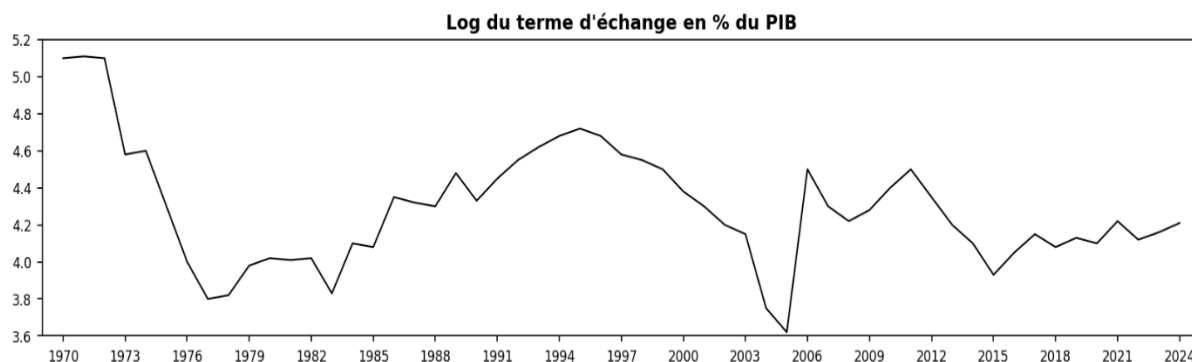


Graphique N°4 : Évolution tendancielle du logarithme du Taux de Change Effectif Réel

Source : Calculs de l'auteur

Selon le tableau 1, LTCER affiche une moyenne de 4,936 et un écart-type de 0,332. Les 49 observations sont comprises entre 4,521 et 5,415, avec une concentration autour de 4,915. La distribution est légèrement asymétrique à droite ($\text{Skewness} = 0,133 > 0$) et de Kurtosis 1,354, et accepte l'hypothèse de normalité au seuil de 5 %. Le corrélogramme et le test de Ljung-Box confirment une forte autocorrélation sérielle ; nous présageons un processus de type AR(1) pour LTCER.

Enfin, les termes de l'échange (LTE) constituent un indicateur important du pouvoir d'achat externe. D'après le graphique 5, cette variable est marquée par des tendances alternées et plusieurs ruptures fortement corrélées à la conjoncture et aux crises énergétiques.



Graphique N°5 : Évolution tendancielle du logarithme des termes de l'échange

Source : Calculs de l'auteur

La série LTE affiche une moyenne de 4,277 et un écart-type de 0,320 ; les observations sont comprises entre 3,618 et 5,097. La distribution est asymétrique à droite ($\text{Skewness} = 0,345 > 0$) et fortement leptokurtique ($\text{Kurtosis} = 3,274$), et accepte l'hypothèse de normalité. Le corrélogramme et le test de Ljung-Box confirment une forte corrélation sérielle ; nous présageons un processus de type AR(1) pour la variable LTE.

Dans l'ensemble, toutes les variables apparaissent non stables dans le temps, ce qui laisse présager leur non-stationnarité en niveau.

2.1.2. Tests de racine unitaire avec rupture

Afin de déterminer l'ordre d'intégration des séries, nous testons l'existence de racine unitaire à l'aide de deux tests admettant une rupture endogène, dans trois spécifications : modèle A (rupture sur la constante), modèle B (rupture sur la tendance) et modèle C (rupture sur la constante et la tendance).

2.1.2.1. Résultats du test de Zivot et Andrews

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats du test de Zivot et Andrews, respectivement en niveau et en première différence, pour les trois modèles A, B et C.

Tableau N°2 : Résultats du test de Zivot & Andrews en niveau

Variables	Modèle A — Stat.	Modèle A — D.R.	Modèle B — Stat.	Modèle B — D.R.	Modèle C — Stat.	Modèle C — D.R.	Décision
LPIBH	-4,452	2005:01	-3,022	1997:01	-3,015	1996:01	NS
LEMPLOI	-4,182	2006:01	-4,096	1997:01	-4,219	2003:01	NS
LFBCF	-3,639	1994:01	-3,106	1999:01	-3,961	1994:01	NS
LTCER	-1,804	1993:01	-3,520	2003:01	-4,370	1998:01	NS
LTE	-3,616	1990:01	-3,118	1994:01	-3,579	1990:01	NS

S : stationnaire ; NS : non stationnaire. Stat. : statistique du test. Valeurs critiques à 5 % : A (-4,80), B (-4,42), C (-5,08). D.R. : date de rupture.

Source : Calculs de l'auteur

En niveau, l'hypothèse de racine unitaire n'est rejetée pour aucune variable : toutes les séries sont non stationnaires, avec des ruptures significatives. Par exemple, LPIBH présente des ruptures en 2005 (modèle A), 1997 (modèle B) et 1996 (modèle C).

Tableau N°3 : Résultats du test de Zivot & Andrews en première différence

Variables	Modèle A — Stat.	Modèle A — D.R.	Modèle B — Stat.	Modèle B — D.R.	Modèle C — Stat.	Modèle C — D.R.	Décision
LPIBH	-5,237	2012:01	-4,527	2011:01	-7,010	2005:01	S
LEMPLOI	-19,798	2012:01	-18,294	2009:01	-20,033	2012:01	S
LFBCF	-5,293	2002:01	-5,042	1989:01	-5,360	2002:01	S
LTCER	-4,950	2003:01	-4,873	1995:01	-5,539	2003:01	S
LTE	-4,908	1996:01	-4,500	1986:01	-5,305	1995:01	S

S : stationnaire ; NS : non stationnaire. Stat. : statistique du test. Valeurs critiques à 5 % : A (-4,80), B (-4,42), C (-5,08). D.R. : date de rupture.

Source : Calculs de l'auteur

En première différence, l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée au seuil de 5 % pour l'ensemble des séries, avec des ruptures significatives dans les trois modèles. Toutes les variables sont donc stationnaires en différence première.

2.1.2.2. Résultats du test de Perron

Le test de Perron confirme les résultats précédents. Les tableaux 4 et 5 présentent les résultats en niveau et en première différence.

Tableau N°4 : Résultats du test de Perron en niveau

Variables	Modèle A — Stat.	Modèle A — D.R.	Modèle B — Stat.	Modèle B — D.R.	Modèle C — Stat.	Modèle C — D.R.	Décision
LPIBH	-6,088	2004:01	-3,938	1992:01	-3,609	1994:01	NS
LEMPLOI	-4,446	1978:01	-4,600	2003:01	-4,166	1988:01	NS
LFBCF	-5,184	1987:01	-5,155	1987:01	-2,533	2002:01	NS
LTCER	-4,413	1997:01	-4,779	1997:01	-3,225	2005:01	NS
LTE	-3,807	2001:01	-3,736	1990:01	-2,932	1971:01	NS

S : stationnaire ; NS : non stationnaire. Stat. : statistique du test. Valeurs critiques à 5 % : A (-5,23), B (-5,59), C (-4,83). D.R. : date de rupture.

Source : Calculs de l'auteur

En niveau, la majorité des variables sont non stationnaires à 5 %, avec des ruptures significatives. Les dates de rupture, bien que ne coïncidant pas exactement avec celles du test de Zivot et Andrews, restent très proches, ce qui témoigne de la convergence des deux tests.

Tableau N°5 : Résultats du test de Perron en première différence

Variables	Modèle A — Stat.	Modèle A — D.R.	Modèle B — Stat.	Modèle B — D.R.	Modèle C — Stat.	Modèle C — D.R.	Décision
LPIBH	-10,343	2005:01	-8,760	2007:01	-10,343	2005:01	S
LEMPLOI	-13,385	1983:01	-12,992	1988:01	-14,061	1986:01	S
LFBCF	-8,249	2005:01	-7,205	1973:01	-6,934	1975:01	S
LTCER	-9,443	1998:01	-9,142	1998:01	-7,577	1986:01	S
LTE	-7,818	1976:01	-6,903	2002:01	-5,048	1978:01	S

S : stationnaire ; NS : non stationnaire. Stat. : statistique du test. Valeurs critiques à 5 % : A (-5,23), B (-5,59), C (-4,83). D.R. : date de rupture.

Source : Calculs de l'auteur

En première différence, la statistique de la plupart des séries est inférieure à la valeur critique à 5 % : les séries sont stationnaires en différence première, avec une rupture significative dans les trois modèles.

Au total, l'ensemble des variables macroéconomiques retenues sont intégrées d'ordre un, I(1). Aucune série n'étant intégrée d'ordre deux, l'application de l'approche ARDL est justifiée.

2.2. Traitement multivarié des variables

2.2.1. Étude des corrélations linéaires entre les variables

Avant l'estimation, nous examinons les corrélations linéaires simples de Pearson entre les variables du modèle. La significativité de chaque coefficient est vérifiée par un test de nullité fondé sur la statistique de Student : si la statistique empirique dépasse la valeur critique au seuil retenu à $n - 2$ degrés de liberté, l'hypothèse d'un coefficient nul est rejetée.

Tableau N°6 : Matrice de corrélation entre les variables du modèle (en log)

Corrélation / Probabilité	LPIBH	LEMPLOI	LFBCF	LTCER	LTE
LPIBH	1,000				
LEMPLOI	0,246 (0,088)	1,000			
LFBCF	0,409 (0,004)	0,607 (0,000)	1,000		
LTCER	-0,492 (0,032)	-0,880 (0,000)	-0,515 (0,000)	1,000	
LTE	0,320 (0,045)	-0,337 (0,018)	0,399 (0,005)	0,125 (0,092)	1,000

chaque cellule indique la corrélation de Pearson, suivie de sa probabilité entre parenthèses.

Source : Calculs de l'auteur

Les corrélations simples du tableau 6 indiquent que :

- la croissance par tête est positivement et significativement corrélée à l'emploi, à la FBCF et aux termes de l'échange ;
- la croissance par tête est négativement et significativement corrélée au TCER, ce qui est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle une appréciation réelle pénalise la croissance ;
- l'emploi et le capital sont négativement et significativement corrélés au TCER ;
- la corrélation entre TCER et termes de l'échange est faiblement positive et significative à 10 %.

2.2.2. Analyse de la causalité selon l'approche de Toda et Yamamoto

Pour identifier le sens des relations entre variables non stationnaires, nous appliquons le test de non-causalité de Toda et Yamamoto (1995), qui repose sur l'estimation d'un VAR en niveau augmenté de $d(\max)$ retards supplémentaires, $d(\max)$ étant l'ordre d'intégration maximal des séries. Cette procédure évite les biais liés à une identification incorrecte de l'ordre d'intégration (Amiri et Ventelou, 2012) et préserve l'information de long terme (Bates et al., 2007). Il s'agit ici de déterminer la direction des liens, en complément — et non en substitution — de l'estimation ARDL présentée plus loin.

Tableau N°7 : Test de non-causalité de Toda et Yamamoto

Variable endogène	k	p	Khi-deux	Probabilité	DL	Causalité
LPIBH	4	5	29,341	0,022	16	EMPLOI, FBCF, TCER & TE causent PIBH
LEMPLOI	4	5	40,333	0,001	16	FBCF & TCER causent EMPLOI
LFBCF	4	5	29,424	0,021	16	PIBH & EMPLOI causent FBCF
LTCER	4	5	27,299	0,038	16	PIBH & TE causent TCER
LTE	4	5	31,418	0,012	16	PIBH & TCER causent TE

DL : degré de liberté ; k : nombre de retards du polynôme AR ; d(max) : ordre d'intégration maximal ; $p = k + d(max)$.

Source : Calculs de l'auteur

Le tableau 7 montre que les variables de politique extérieure (TCER et TE) causent, au sens de Toda-Yamamoto, la croissance économique, tout comme l'investissement et le travail. Il existe en outre une causalité bidirectionnelle entre la croissance et les variables de change : la croissance cause à son tour le TCER et les termes de l'échange. En revanche, l'investissement et le travail ne causent pas ces deux variables externes.

2.2.3. Estimation de court et de long terme par l'approche ARDL

Nous estimons à présent l'impact du TCER et des termes de l'échange sur la croissance à l'aide d'un modèle ARDL, dont la sélection est effectuée selon le critère d'information d'Akaike. Compte tenu de la taille de l'échantillon (49 observations), le nombre maximal de retards est plafonné afin de limiter le risque de surparamétrisation et de préserver les degrés de liberté. La validité du modèle est vérifiée par une batterie de tests : autocorrélation sérielle de Breusch-Godfrey (LM), hétéroscédasticité ARCH, normalité des résidus (Jarque-Bera), et forme fonctionnelle (RESET de Ramsey).

Tableau N°8 : Estimation de court terme du modèle de croissance par ARDL

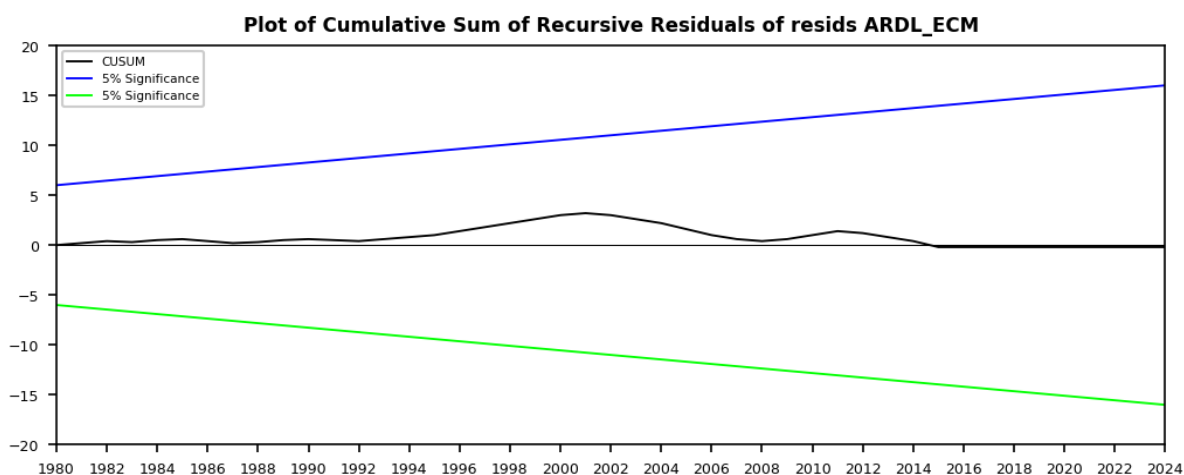
Modèle ARDL (4,4,3,3,0) — Variable endogène : Δ LPIBHt	Coefficient	Écart-type	t-Statistique	Probabilité
Constante	-0,682	0,354	-1,926	0,069
LPIBH(t-1)	-0,106	0,036	-2,987	0,008
LEMPLOI(t-1)	0,074	0,309	2,390	0,027
LFBCF(t-1)	0,017	0,005	3,312	0,004
LTCER(t-1)	-0,041	0,011	-3,762	0,001
LTE(t-1)	0,015	0,006	2,635	0,016
Δ LPIBH(t-1)	-0,153	0,180	-0,851	0,405
Δ LPIBH(t-2)	-0,246	0,137	-1,795	0,089
Δ LPIBH(t-3)	-0,712	0,151	-4,727	0,000
Δ LPIBH(t-4)	-0,234	0,139	-1,681	0,109
Δ LEMPLOI(t)	0,028	0,180	0,158	0,876

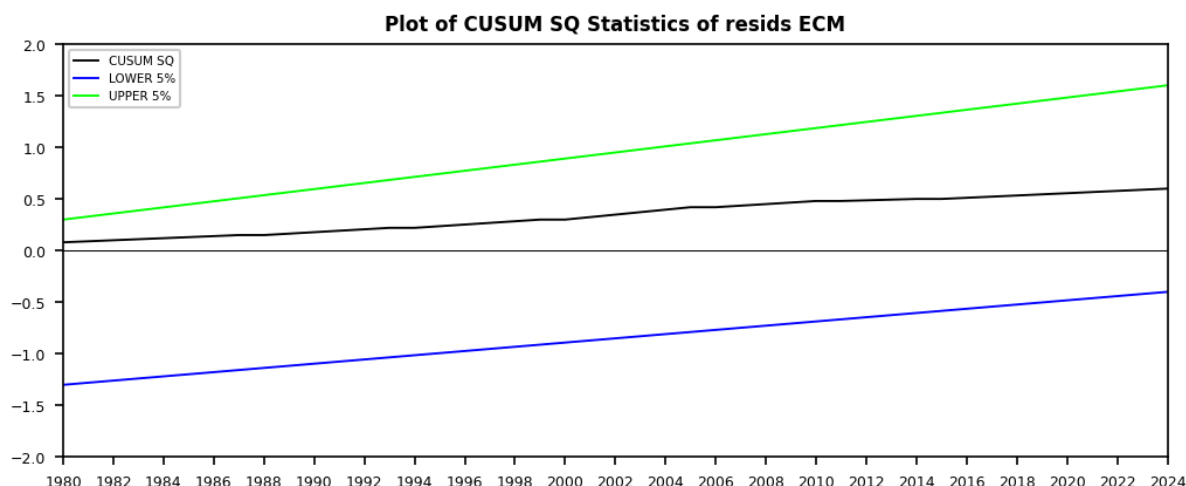
Δ LEMPLOI(t-1)	-0,376	0,118	-3,197	0,005
Δ LEMPLOI(t-2)	-0,112	0,121	-0,925	0,367
Δ LEMPLOI(t-3)	-0,278	0,109	-2,546	0,020
Δ LEMPLOI(t-4)	-0,368	0,095	-3,859	0,001
Δ LFBCF(t)	-0,036	0,021	-1,743	0,098
Δ LFBCF(t-1)	-0,110	0,035	-3,127	0,006
Δ LFBCF(t-2)	-0,071	0,027	-2,673	0,015
Δ LFBCF(t-3)	-0,051	0,019	-2,677	0,015
Δ LTCE(t)	-0,328	0,075	-4,373	0,000
Δ LTCE(t-1)	0,401	0,088	4,568	0,000
Δ LTCE(t-2)	0,180	0,072	2,500	0,022
Δ LTCE(t-3)	0,199	0,064	3,103	0,006
Δ LTE(t)	0,044	0,028	1,565	0,134
Trend	-0,031	0,009	-3,262	0,004
θ (ECT(t-1))	-0,804	0,360	-2,233	0,036

Diagnostics : $R^2 = 0,843$; R^2 ajusté = 0,646 ; F -statistique (test des bornes, $k=4$) = 5,367 (VC à 5 % = 4,416) ; Akaike = -7,125 ; Schwarz = -6,111 ; $LM(5) = 6,431$ (0,267) ; $ARCH(1) = 17,346$ (0,137) ; Jarque-Bera = 1,352 (0,509) ; Ljung-Box = 13,620 (0,255) ; McLeod = 9,094 (0,613) ; RESET = 2,213 (0,116).

Source : Calculs de l'auteur

Le modèle final retenu, de type ARDL(4,4,3,3,0), est globalement significatif : la probabilité associée à la statistique de Fisher est largement inférieure à 5 %. Sa qualité d'ajustement est bonne, avec un coefficient de détermination R^2 de 0,843 et un R^2 ajusté de 0,646 ; le R^2 ajusté, qui pénalise le nombre de régresseurs, constitue ici la mesure de référence compte tenu du grand nombre de retards. Les tests de vérification — Breusch-Godfrey (LM), ARCH, Jarque-Bera, McLeod et RESET — confirment l'absence d'autocorrélation sérielle et d'hétéroscédasticité, la normalité des résidus et la validité de la forme fonctionnelle. Les tests CUSUM et CUSUM au carré attestent la stabilité des coefficients en moyenne et en variance sur la période (graphique 6).





Graphique N°6 : Tests de stabilité CUSUM et CUSUM au carré du modèle de croissance

Source : Calculs de l'auteur

À court terme, la majorité des variables retardées influencent significativement la croissance. Le TCER a un effet négatif et significatif : une appréciation réelle de l'ouguiya réduit la croissance à court terme. À l'inverse, l'investissement (FBCF), l'emploi et les termes de l'échange agissent positivement. La composante tendancielle est significative et négative.

Le mécanisme à correction d'erreur est confirmé : le coefficient du terme de correction (ECT) est négatif et significatif au seuil de 5 % (-0,804), attestant une convergence vers l'équilibre de long terme. Environ 80,4 % des écarts de court terme sont corrigés au cours d'une période.

La relation de long terme, présentée dans le tableau 9, confirme que le TCER agit négativement et significativement sur la croissance : une appréciation réelle ne favorise ni la production ni, par conséquent, le progrès technique. L'investissement domestique a un effet positif, tandis que l'emploi n'est pas significatif, résultat fréquent dans les économies en développement, imputable au manque de productivité et à la fragilité du système financier.

Tableau N°9 : Estimation de long terme du modèle de croissance

Variable	Coefficient	Écart-type	t-Statistique	Probabilité
Constante	-6,415	5,430	-1,181	0,252
LEMPLOI	0,694	0,569	1,220	0,237
LFBCF	0,156	0,061	2,540	0,020
LTCER	-0,390	0,136	-2,877	0,010
LTE	0,138	0,055	2,493	0,022
Trend	-0,031	0,009	-3,262	0,004

Source : Calculs de l'auteur

L'interprétation économique découle directement de la convention retenue. Puisqu'une hausse de LTCER traduit une appréciation réelle, le coefficient de long terme négatif (-0,390) signifie qu'une appréciation réelle de l'ouguiya pénalise la croissance, tandis qu'une dépréciation réelle

lui est favorable. Ce résultat est cohérent avec le canal de la compétitivité-prix : une monnaie réellement surévaluée dégrade la position concurrentielle des secteurs échangeables non extractifs. Il rejoint également les travaux de McCallum (1999) et Harris (2000), qui soulignent qu'une dépréciation peut toutefois, dans certains contextes, abaisser la productivité en protégeant les secteurs inefficaces ; l'effet net dépend donc de la structure productive et doit être interprété avec prudence.

Pour le commerce extérieur, l'impact des termes de l'échange sur la croissance est positif mais d'ampleur modérée : une hausse de 1 % des termes de l'échange accroît la croissance de 0,138 %. L'amélioration des termes de l'échange a donc soutenu la croissance de long terme en Mauritanie.

Ces résultats suggèrent une malédiction des ressources naturelles relativement atténuée en Mauritanie. Cette conclusion appelle néanmoins la prudence : des facteurs omis, corrélés à la dotation en ressources, pourraient biaiser l'estimation de l'incidence des termes de l'échange. Une possible endogénéité entre croissance et taux de change ne peut non plus être écartée.

Conclusion

Cet article a estimé la relation entre le taux de change effectif réel et la croissance économique en Mauritanie sur la période 1976-2024, en combinant une approche ARDL et le test de causalité de Toda et Yamamoto. Trois résultats se dégagent. Premièrement, le test des bornes confirme l'existence d'une relation de cointégration de long terme entre le TCER et la croissance, et le terme de correction d'erreur, négatif et significatif, atteste un retour à l'équilibre. Deuxièmement, conformément à la convention selon laquelle une hausse de l'indice traduit une appréciation réelle, le coefficient négatif du TCER indique qu'une appréciation réelle de l'ouguiya pénalise la croissance, tandis qu'une dépréciation réelle la soutient. Troisièmement, l'investissement et les termes de l'échange exercent un effet positif, alors que l'emploi n'est pas significatif.

Sur le plan des implications de politique de change, ces résultats plaident pour une vigilance à l'égard des épisodes de surévaluation réelle, susceptibles d'éroder la compétitivité des secteurs échangeables non extractifs. La flexibilité accrue du régime de change mise en œuvre par la BCM à partir de 2018 a contribué à amortir le choc lié à la dégradation des termes de l'échange tout en préservant la stabilité des prix ; le maintien d'un taux de change réel proche de son niveau d'équilibre apparaît essentiel pour soutenir une croissance durable.

Cette étude comporte plusieurs limites qu'il convient de souligner : la taille modeste de l'échantillon (49 observations), la qualité et la disponibilité des données anciennes, la prise en compte encore imparfaite des ruptures structurelles dans la spécification finale, le risque de variables omises et une possible endogénéité entre croissance et taux de change. Ces limites ouvrent des pistes de recherche futures, notamment l'introduction de variables muettes pour les épisodes majeurs, la vérification de la stabilité sur des sous-périodes et l'estimation de spécifications alternatives.

BIBLIOGRAPHIE

- AfDB (2016). Republic of Mauritania: Economic Reforms and Diversification Support Programme — Phase I, Abidjan : AfDB.
- Amiri, A. et Ventelou, B. (2012). Un réexamen de la relation causale entre les dépenses de santé et le PIB. *Économétrie appliquée*.
- Bates, J. et al. (2007). Long-run dynamics and the Toda-Yamamoto procedure.
- Ben Jdidia, K. et al. (2014). Fiscalité et croissance économique : une application au cas tunisien.
- Coudret, V. et Mignon, V. (2015). Quelques éléments empiriques sur la crise financière récente. *Revue d'économie financière*, n° 103, p. 21-40.
- Dickey, D. A. et Fuller, W. A. (1979, 1981). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association / Econometrica*.
- Drine, I. et Rault, C. (2005). Déterminants de long terme des taux de change réels pour les pays en développement : une comparaison internationale. *Revue d'économie du développement*, 19(1), 123-150.
- Drunat, J. (1994). Les théories explicatives du taux de change : de Cassel au début des années quatre-vingt. *Revue française d'économie*, vol. 9, n° 3.
- Dufrénot, G., Mignon, V. et Tsangarides, C. (2010). The trade-growth nexus in the developing countries: a quantile regression approach. *Review of World Economics*, 146(4), 731-761.
- Engle, R. F. et Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- FMI (2014). Perspectives de l'économie mondiale : l'ajustement au repli des prix des produits de base. Washington (octobre).
- FMI (2018). La stabilité macroéconomique mondiale exige un engagement de la part de tous les pays. International Monetary Fund, Washington D.C.
- FMI (2019). Islamic Republic of Mauritania: Staff Report. Washington D.C.

- Granger, C. W. J. et Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Harris, R. (2000). Determinants of Canadian productivity growth. Industry Canada.
- McCallum, J. (1999). Seven issues in the choice of exchange rate regime for Canada. *Current Analysis*.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80(2), 355-385.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. et Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. B. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55(2), 277-301.
- Plihon, D. (2012). Les taux de change. Repères, La Découverte.
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008(2), 365-412.
- Stiglitz, J. E., Guzman, M. et Ocampo, J. A. (2017). Real Exchange Rate Policies for Economic Development. NBER Working Paper (23868).
- Sturzenegger, F. et Levy-Yeyati, E. (2016). Classifying Exchange Rate Regimes. HKS Working Paper (16-028).
- Toda, H. Y. et Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Ulasan, B. (2015). Trade openness and economic growth: panel evidence. *Applied Economics Letters*, 22(2).
- Vieira, W. A. S. et MacDonald, R. (2010). A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth.
- Zahonogo, P. (2016). Trade and economic growth in developing countries: evidence from sub-Saharan Africa. *Journal of African Trade*, 3(1-2), 41-56.
- Zivot, E. et Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.