

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2022, Vol. 7, N°2

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIwersYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Secrétaire de rédaction

Dorota CZYŻEWSKA-MISZTAL, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France
Alastaire ALINSATO, Bénin
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban
Camille BAULANT, France
Matouk BELATTAF, Algérie
Francis BISMANS, France, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Bernard COUPEZ, France
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Ewa FRĄCKIEWICZ, Pologne
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Michel LELART, France
Laura MARCU, Roumanie
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie
Boniface MBIH, France
Mbodja MOUGOUE, États-Unis
Francisco OCARANZA, Chili
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Carlos QUENAN, France
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Alain SAFA, France
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie
Piotr STANEK, Pologne
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

Bureau de rédaction

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Paris, Poznań 2022

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (KRZYSZTOF MALAGA).....	3
SIHAM RIZKALLAH L'indépendance de la BDL et les déterminants de la crise économique au Liban	9
ROGER A. TSAFACK NANFOSSO Russafrique	32
TCHABLEMANE YENLIDE, BAWOUPATI BITASSA, MAWUSSÉ KOMLAGAN NÉZAN OKEY, LARDJA KOLANI Urbanisation, qualité des institutions et santé publique dans les pays d'Afrique subsaharienne	62
MOUHAMADOU LAMINE DIAL, MAMADOU DIOUF Développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne	85
KODJO W. BAOULA Énergie renouvelable, croissance économique et atténuation des émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA	114
FRANCK MONDESIR TSASSA MBOUAYILA, PRUDENCE LOVE ANGÈLE MOUAKASSA Effets de la bancarisation sur la croissance économique au Congo	143
SOULEYMANE MBAYE, SOULEYMANE DIALLO La croissance économique au Sénégal est-elle inclusive ?	166
NDONGO MANÉ KEBE Étude empirique des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal	186
ESSOHANAM PELENGUEI, BENOIT KAFANDO, KOKOUI KUNALÈ MAWUENA, KODJO EVLO Effet de l'accès aux services de soins de santé sur mortalité infantile au Togo	211

SÉBASTIEN CHEVAIS

Développement des fonds d'État chinois dans le cadre d'une stratégie économique, monétaire et financière globale 226

BARTŁOMIEJ LACH, KRZYSZTOF MALAGA

Analyse comparative de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud au cours des années 1996–2022 255

AVANT-PROPOS

Le numéro 2/2022 de la RIELF, que nous avons l'honneur de présenter à nos lecteurs, est composé de 11 articles. Le premier article concerne le Liban, le pays qui a accueilli en mai 2022 le 63e Congrès de l'AIELF. Les huit articles suivants couvrent l'Afrique, l'Afrique subsaharienne, l'UMEOA et des tels pays comme le Bénin, le Congo, le Sénégal ainsi que le Togo. Le dixième article concerne la Chine. Le onzième article est consacré aux pays d'Amérique du Sud. C'est une sorte d'introduction au numéro 1/2023 de la RIELF, qui sera entièrement consacré à ce continent.

Siham RIZKALLAH dans l'article *L'indépendance de la BDL et les déterminants de la crise économique au Liban*, tente à identifier le concept de l'indépendance de la Banque Centrale qui s'est propagé dans les années quatre-vingt. À cette époque, on observe une tendance à séparer la politique budgétaire de la politique monétaire afin de permettre, à cette dernière, de lutter avec crédibilité et efficacité pour atteindre l'objectif de stabilité monétaire et maîtriser l'inflation. Toutefois, la crise financière de 2008 a remis en question l'exigence de l'indépendance de la Banque Centrale par des Politiques Monétaires Non Conventionnelles (PMNC). D'après l'auteur, au regard de l'écroulement actuel de l'économie libanaise, il est intéressant de se pencher sur le cas de la Banque du Liban (BDL), dotée d'une certaine indépendance statutaire, mais souffrant d'une faible indépendance fonctionnelle. L'auteur, se référant au modèle de Jacome (2001), montre que la BDL manque d'indépendance effective, ce qui se traduit par l'acceptation de sa conformité aux demandes constantes du Trésor public pour participer au financement de la dette publique croissante, en partie en devises étrangères. Donc la BDL maintient un ancrage rigide du taux de change dans une économie fortement dollarisée et implique l'ensemble du système bancaire dans des PMNC qu'elle nomme « ingénieries financières » et qui contribuent à l'écroulement multidimensionnel actuel (budgétaire, monétaire et bancaire).

Roger A. TSAFACK NANFOSSO dans l'article *Russafrique*, procède à une analyse très approfondie la coopération économique entre la Russie et l'Afrique qui, bien qu'ancienne, a connu des développements majeurs depuis les années 1990. Selon auteur, le mode de mise en œuvre de la présence russe sur le continent diffère de celui des partenaires qualifiés de traditionnels à savoir la France, l'Europe, les USA et plus marginalement le Canada. L'examen documenté des principes de cette coopération, de ses caractéristiques, de ses principaux résultats et de ses perspectives permettent d'apporter une réponse à la question qui revient de manière

récurrente dans les études, à savoir si la Russie est une menace ou une opportunité pour l'Afrique.

Tchablemane YENLIDE, Bawoupati BITASSA, Mawussé Komlagan Nézan OKEY et Lardja KOLANI dans l'article *Urbanisation, qualité des institutions et santé publique dans les pays d'Afrique subsaharienne* visent à examiner la relation entre l'urbanisation et les indicateurs de santé publique sous le prisme de la qualité des institutions dans les pays d'Afrique subsaharienne (ASS). En utilisant un panel de 41 pays couvrant la période 2002 à 2019 et la méthode des moments généralisés (GMM), les auteurs montrent que l'urbanisation actuelle de l'ASS, ne s'accompagne pas d'une amélioration des indicateurs de santé. Cependant, des institutions fortes atténuent l'effet négatif de l'urbanisation sur les résultats en matière de santé publique. D'après les auteurs ces résultats impliquent que les gouvernements des pays d'ASS doivent promouvoir des institutions fortes et inclusives afin de garantir les gains sanitaires de l'urbanisation.

Mouhamadou Lamine DIAL et Mamadou DIOUF dans l'article *Développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne* évaluent les relations de causalité entre développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne et dans les zones d'intégration économique de 1990 à 2020. Ils utilisent le modèle ARDL avec l'estimateur PMG et un test de causalité en panel. Les résultats révèlent que le développement financier a un effet positif à long terme, mais négatif à court terme sur la productivité agricole aussi bien en Afrique subsaharienne que dans l'UEMOA. Cependant, l'analyse par zone montre qu'à court terme, le développement financier diminue la productivité agricole dans la SADC. Les auteurs signalent aussi qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le développement financier et la productivité agricole en ASS. Cette situation nécessite la construction d'un système financier efficace et adapté aux réalités du monde agricole.

Kodjo W. BAOUA dans l'article *Énergie renouvelable, croissance économique et atténuation des émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA* envisage le problème de l'efficacité des énergies renouvelables pour assurer la croissance économique et la qualité de l'environnement. Il prend en compte les énergies fossiles, majoritairement utilisées et menacées par le risque d'épuisement, qui entraînent une augmentation des émissions de gaz à effet de serre. L'auteur analyse l'effet de la consommation des énergies renouvelables sur la croissance économique et les émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA. Pour ce faire il utilise les fonctions de croissance et d'environnement avec une investigation empirique basée sur une régression linéaire en données de panel constituées des pays de l'UEMOA sur la période 1990 à 2015. Les résultats des estimations par la méthode de Pooled Mean Group développée par Pesaran et alii (1999) montrent principalement qu'à long terme, l'utilisation des énergies renouvelables contribue significativement à promouvoir la croissance économique et à atténuer la dégradation de l'environnement à travers la réduction des émissions

de carbone. À cet effet, les décideurs politiques devraient orienter la politique énergétique de l'union vers un mix-énergétique dominé par la production et la consommation d'énergie renouvelable tout en mettant en place une politique de contrôle des émissions de CO₂.

Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA et Prudence Love Angèle MOUAKASSA dans l'article *Effets de la bancarisation sur la croissance économique au Congo*, analyse les effets de la bancarisation sur la croissance économique du Congo. Pour atteindre cet objectif, du point de vue empirique, il fait appel au modèle à correction d'erreur. D'après l'auteur le taux de bancarisation n'a pas d'impact significatif sur la croissance économique au Congo à court et long termes. Ce résultat peut s'expliquer par le faible niveau de bancarisation. Par conséquent, pour que la bancarisation soit capable d'impulser la croissance au Congo, il faut améliorer le taux de bancarisation. À cet effet, un accent particulier devrait être mis sur la distribution du microcrédit qui revêt une grande importance pour l'intégration des populations défavorisées ; les conditions d'ouverture de comptes bancaires et d'agences en milieu rural devraient être assouplies.

Souleymane MBAYE et Souleymane DIALLO dans l'article *La croissance économique au Sénégal est-elle inclusive ?* constatent qu'au Sénégal, malgré les résultats relativement appréciables, depuis la dévaluation du franc CFA avec des taux supérieurs à 6% depuis 2014 (à l'exception de 2020, qui correspond à la récession du COVID-19), la croissance économique n'est pas assez ressentie dans le panier de la ménagère, d'où une forte interrogation sur l'inclusivité de cette croissance. En s'inspirant de la méthode utilisée par le PNUD pour l'IDH et en l'appliquant à l'approche multidimensionnelle de la croissance inclusive de Zhuang et Ali (2010), ils ont construit un indicateur de croissance inclusive (ISCIS). Sur cette base, ils montrent que sur la période de l'étude (1980-2018), la croissance économique n'est pas inclusive au Sénégal.

Ndongo Mané KEBE dans l'article *Étude empirique des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal* tente à vérifier l'hypothèse de neutralité ricardienne au Sénégal, à travers de l'existence ou non du phénomène des « déficits jumeaux ». Son objectif est d'étudier la corrélation entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. Il adopte le test de cointégration des deux variables à travers l'utilisation du modèle à correction d'erreurs (MCE) suivant la méthode d'Engle et Granger (1987). D'après l'auteur les résultats indiquent une absence de cointégration entre les variables telles que : déficit budgétaire et solde du compte courant et donc de relation d'équilibre sur la période étudiée, entre ces deux variables, d'où une acceptation de la Proposition d'équivalence Ricardienne sur la période 1991–2020. Aussi, ce résultat s'identifie à la vérification de la Proposition d'Équivalence Ricardienne (PER) pour le Sénégal.

Essohanam PELENGUEI, Benoit KAFANDO, Kokouvi Kunalè MAWUENA et Kodjo EVLO dans l'article *Effet de l'accès aux services de soins de santé sur mortalité*

infantile au Togo analysent les effets d'un accès sans restriction aux soins de santé sur la mortalité infantile au Togo. Les auteurs se sont appuyés sur un modèle de duré à risque proportionnel pour évaluer ces effets. À la suite des estimations de ce modèle à partir des données de l'Enquête Démographique et de Santé réalisée au Togo en 2013, ils montrent que naître en présence d'un personnel de santé qualifié contribue à la réduction le risque de mortalité des enfants de moins d'un an. D'après les auteurs, une amélioration de l'éducation des mères augmente la probabilité de survie des enfants au-delà de leur premier anniversaire. Ils constatent que ce travail permet de souligner la nécessité d'investir dans la formation du personnel soignant et aussi encourager l'éducation des filles. De tels investissements permettront de réduire significativement la mortalité infantile.

Sébastien CHEVAIS dans l'article *Développement des fonds d'État chinois dans le cadre d'une stratégie économique, monétaire et financière globale* se concentre sur les décisions des instances dirigeantes chinoises visent à reconstruire la puissance économique et financière de leur pays afin de lui rendre son prestige passé et asseoir son influence politique. D'après l'auteur, les trente dernières années, la Chine a travaillé dans le but d'accroître sa prépondérance. Il montre comment les fonds d'État répondent à la fois à cette mission et maintiennent leur poids grandissant au sein de l'économie mondiale

Bartłomiej Lach et **Krzysztof Malaga** dans l'article *Analyse comparative de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud au cours des années 1996–2022* tentent d'évaluer l'évolution de la liberté économique en 1996–2022 dans des pays tels que : l'Argentine, la Bolivie, le Brésil, le Chili, la Colombie, l'Équateur, la Guyane, le Paraguay, le Pérou, le Suriname, le Trinité-et-Tobago, l'Uruguay, la Venezuela¹. Dans la recherche empirique, les auteurs utilisent les indicateurs de σ -convergence et σ -divergence pour déterminer le degré d'homogénéité ou d'hétérogénéité des pays étudiés. Application d'analyse comparative multivariée y compris l'analyse par grappes (clusters) constitue le point culminant de la recherche empirique. L'analyse typologique est effectuée séparément pour 12 indicateurs partiels et l'indice global de liberté économique pour les 13 pays. Les matrices de similarité des pays, qui sont déterminées à cet effet, représentent les distances entre les séries temporelles des indices de liberté économique calculées sur la base de l'algorithme *Dynamic Time Warping* (DTW). Le programme R et les packages *dtw* et *dtwclust* sont utilisés pour l'analyse des clusters. Les résultats de recherche sur la liberté économique en Amérique du Sud méritent d'être comparés avec les résultats d'une recherche analogue obtenus par les auteurs pour 11 pays post-socialistes² qui ont rejoint l'Union

¹ L'analyse a omis la Guyane française, qui fait partie de la France, et les îles Falkland, qui font partie de la Grande-Bretagne.

² Il s'agit de pays tels que la Bulgarie, la Croatie, l'Estonie, la Hongrie, la Lituanie, la Lettonie, la Pologne, la Slovaquie, la Slovénie, la République Tchèque et la Roumanie.

Européenne après 2003 à la suite de profonds changements institutionnels. Les auteurs constatent que si dans les années 1990 les pays post-socialistes se caractérisaient par un niveau de la liberté économique comparable aux pays d’Amérique du Sud, après 27 ans des changements institutionnels, il ont significativement amélioré ce niveau, écartent les pays sud-américains à cet égard.

Krzysztof Malaga

ÉTUDE EMPIRIQUE DES « DÉFICITS JUMEAUX » POUR LE CAS DU SÉNÉGAL

Empirical study of “twin deficits” for the case of Senegal

NDONGO MANÉ KEBE¹

Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
ndongomanekebe@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0003-4538-6448>

Abstract : This article is concerned with the verification of the Ricardian neutrality hypothesis in Sénégal, by the existence or not of the phenomenon of “twin deficits”. The objective of this work was to study the correlation between the budget deficit and the current account deficit. The review of the theoretical literature focuses on Ricardian and conventional (classical and Keynesian) equivalence approaches dealing with the effects of public debt on the real economy. The review of the empirical literature made it possible to review certain applications by country or panel data to confirm or refute the hypothesis of neutrality by verifying the existence or not of the phenomenon of twin deficits. Thus, the methodological approach that we adopted is the cointegration test of the two variables through the use of the error correction model (ERM) according to the method of Engle and Granger (1987). Our results indicate an absence of cointegration between the budget deficit and current account balance variables and therefore an equilibrium relationship over the period studied, between these two variables, hence acceptance of the Ricardian Equivalence Proposal for the period 1991–2020. Also, this result is identified with the verification of the Ricardian Equivalence Proposal (PER) for Sénégal.

Keywords : Ricardian neutrality hypothesis, twin deficits, budget deficit, current account deficit.

Résumé : Cet article vise à vérifier l’hypothèse de neutralité ricardienne au Sénégal, à travers de l’existence ou non du phénomène des « déficits jumeaux ». L’objectif visé dans ce travail était d’étudier la corrélation entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. La revue de la littérature théorique est axée sur les approches d’équivalence ricardienne et

¹ Avenue Cheikh Anta Diop Dakar, BP 5005 – Dakar-fann, Sénégal.

conventionnelle (classique et keynésienne) portant sur les effets de l'endettement public sur l'économie réelle. La revue de la littérature empirique a permis de revenir sur certaines applications par pays ou données de panel pour confirmer ou infirmer l'hypothèse de neutralité par une vérification de l'existence ou non du phénomène des déficits jumeaux. Ainsi, l'approche méthodologique adoptée est le test de cointégration des deux variables à travers l'utilisation du modèle à correction d'erreurs (MCE) suivant la méthode d'Engle et Granger (1987). Nos résultats indiquent une absence de cointégration entre les variables déficit budgétaire et solde du compte courant et donc de relation d'équilibre sur la période étudiée, entre ces deux variables, d'où une acceptation de la Proposition d'équivalence Ricardienne sur la période 1991–2020. Aussi, ce résultat s'identifie à la vérification de la Proposition d'Equivalence Ricardienne (PER) pour le Sénégal.

Mots-clés : hypothèse de neutralité ricardienne, déficits jumeaux, déficit budgétaire, déficit compte courant.

JEL classification : E62, H62.

Introduction

L'article de Barro (1974), reprenant l'idée de la neutralité de l'endettement public de Ricardo, a relancé le débat sur les effets de ce dernier sur l'économie réelle. Bon nombre d'études qui en ont suivi ont cherché à infirmer ou à confirmer cette hypothèse de neutralité. Dans cet article nous nous intéressons à la vérification de cette hypothèse de neutralité de l'endettement public à travers l'analyse des déficits jumeaux pour le cas du Sénégal. L'approche méthodologique est le test de cointégration afin de vérifier l'existence de corrélation entre les déficits budgétaire et du compte courant, le cas échéant, préciser la nature de la corrélation (sens et horizon de corrélation : court ou long terme).

Le plan de cet article est structuré comme suit. D'abord, il s'agit dans la revue de la littérature de voir comment, dans la théorie, les effets macroéconomiques de l'endettement public sont analysés, en opposant l'hypothèse d'équivalence ricardienne et l'approche conventionnelle de l'endettement et de passer en revue quelques études empiriques portant sur les « déficits jumeaux ». Ensuite, nous procédons à la présentation des variables et de la démarche méthodologique avant de terminer par celle des résultats issus des estimations du modèle à correction d'erreurs.

1. Revue de la littérature

1.1. Synthèse des effets théoriques de l'endettement public

Dans la théorie, il convient principalement d'opposer deux visions. La première est l'analyse de l'équivalence ricardienne des effets de l'endettement public. La seconde

est l'analyse de la théorie dite conventionnelle composée des théories keynésienne et néoclassique, que nous distinguons habituellement dans la théorie économique.

1.1.1. L'approche dite conventionnelle de l'endettement public

Selon l'approche conventionnelle, l'endettement public a des effets sur l'économie réelle. En effet, le déficit budgétaire issu d'une réduction des impôts et financé par un endettement public, entraîne une augmentation du revenu disponible des agents économiques, ce qui les pousse à consommer plus, d'où une hausse du niveau de la demande globale. Ainsi, l'approche conventionnelle distingue deux catégories d'effets de l'endettement public sur l'économie réelle selon l'horizon temporel considéré.

En effet, dans le court terme, un déficit budgétaire, issu d'une baisse de l'imposition avec un niveau inchangé de dépenses publiques, financées par emprunt, augmente le revenu disponible des ménages. L'augmentation de la consommation – fonction croissante du revenu – entraîne une augmentation de la demande globale. S'en suit alors une augmentation plus ou moins proportionnelle de l'offre de biens et services. Avec l'effet du multiplicateur, et sous l'hypothèse des prix fixes, l'augmentation de la demande entraîne un accroissement de la production donc du revenu national. Ainsi, du fait de la rigidité des salaires, l'augmentation de la demande globale affecte les facteurs de production.

Par contre, sur le moyen et le long terme, l'effet contraire est observé. L'emprunt public entraîne une augmentation du taux d'intérêt avec la diminution de l'épargne nationale. Les emprunts de l'État étant les plus sûrs, en économie fermée, la rareté de capitaux disponibles et la hausse du taux d'intérêt vont constituer un frein aux investissements des entreprises. C'est l'effet d'éviction, la production diminue, le revenu national avec. En économie ouverte, les capitaux étrangers sont attirés par la hausse du taux d'intérêt, ce qui fera corriger le déséquilibre d'épargne et baisser le taux d'intérêt.

Cette analyse des théories keynésienne et néoclassique est sous-tendue par un certain nombre d'hypothèses résumées par Elmendorf et Mankiw (1998) et reprises par Ajili (2007) en ces points :

- étant donné que l'État doit satisfaire une contrainte budgétaire inter-temporelle et que la part relative de l'endettement public par rapport au PIB ne peut croître indéfiniment, la réduction temporaire des prélèvements fiscaux est en règle générale, accompagnée par une augmentation des taxes futures ;
- la valeur actualisée de l'accroissement futur d'impôt est égale à la valeur courante de l'augmentation de l'endettement public ;
- le cadre d'analyse est incertain ;
- la politique monétaire est totalement indépendante de la politique de l'endettement.

Toutefois, l'État, en choisissant de maintenir un niveau inchangé de dépenses publiques tout en créant des déficits budgétaires, réduit l'épargne publique. Ainsi, pour satisfaire l'égalité comptable entre l'épargne nationale et l'investissement national, la réduction de l'épargne publique s'accompagne soit d'une augmentation de l'épargne privée, soit d'une diminution de l'investissement national. Comme dans l'analyse conventionnelle, on n'est pas dans une dynamique d'anticipation des hausses futures d'impôts des agents par une hausse de leur épargne, l'augmentation de l'épargne privée ne peut être supérieure à la diminution de l'épargne publique en valeur absolue. Dans cette optique, la création de déficits budgétaires, faisant suite à une baisse de l'imposition, conduit à une baisse de l'investissement national.

La réduction de l'investissement national entraîne d'une part, une diminution des capitaux disponibles sur le marché, ce qui affecte négativement la production et les revenus. Il s'en suit une augmentation des taux d'intérêt du fait du niveau élevé de la productivité marginale du capital, d'où une diminution de la productivité du travail entraînant une réduction du taux de salaire réel dans l'économie et les revenus du travail.

D'autre part, cette hausse des taux d'intérêt est notée en économie fermée, ou ouverte, du fait du défaut d'intégration parfaite des marchés internationaux de capitaux. Dans le cas d'une économie ouverte, la hausse du taux d'intérêt qui accompagne l'accroissement du déficit budgétaire a tendance à attirer les capitaux étrangers (Fleming, 1962). Ainsi, l'entrée massive de capitaux étrangers entraîne une appréciation de la monnaie nationale donc du taux de change, qui rend plus chers les exportations au détriment des importations.

L'investissement net à l'étranger étant une composante de l'investissement national, sa réduction traduit une diminution des revenus des résidents placés à l'étranger. A cette baisse, est liée également celle des exportations nettes donc un accroissement du déficit courant ; ce qui conduit aux effets de l'endettement sur le compte courant (cas des déficits jumeaux).

En effet, l'approche conventionnelle soutient l'existence des déficits jumeaux, autrement dit, l'existence d'un lien entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. Elle tire son fondement théorique – la relation entre les deux déficits – de l'analyse macroéconomique traditionnelle d'inspiration keynésienne, en partant de l'égalité entre le compte courant (CC) et l'épargne privée (S^p), de laquelle il faut retrancher l'investissement (I) et le déficit budgétaire (G) (dépenses publiques (D) – recettes fiscales (T)) :

$$CC = S^p - I - G \quad (1)$$

Si la différence entre l'épargne privée et l'investissement est constante, un accroissement du déficit budgétaire avec des recettes fiscales inchangées affecte positivement le compte courant.

1.1.2. L'approche ricardienne de l'endettement public

Selon l'équivalence ricardienne, en réaction à l'endettement public – destiné à financer l'augmentation des dépenses publiques avec un niveau d'imposition inchangé – les consommateurs anticipent une hausse future des impôts qui va assurer le service de la dette. Ainsi, l'augmentation de l'épargne privée, issue de l'anticipation du taux d'imposition par les agents économiques, compense la diminution de l'épargne publique. Du coup, ce financement par emprunt n'a aucun effet sur la consommation et donc sur l'économie réelle.

Par ailleurs, cette augmentation de l'épargne privée corrige le déficit de l'épargne nationale occasionné par la désépargne publique, ce qui écarte tout effet de l'emprunt sur le taux d'intérêt.

Cette analyse de l'équivalence ricardienne est sous-tendue par deux idées fortes :

- la contrainte budgétaire inter-temporelle ;
- l'hypothèse du revenu permanent.

Cette dernière a été développée par Friedman (1957) en opposition à celle du revenu courant de Keynes. Friedman (1957) soutient que les choix des consommateurs sont déterminés non pas par leurs revenus actuels donc courants, mais par l'actualisation qu'ils font de leurs revenus à long terme.

Quant à la contrainte budgétaire inter-temporelle, elle stipule que, pour un même niveau de dépenses publiques, une imposition courante relativement basse traduit des prélèvements fiscaux futurs plus élevés. Ainsi, l'emprunt public est plus considéré comme un moyen de différer le paiement de l'impôt dans le temps, dans la mesure où il existe des excédents futurs avant intérêts comme contrepartie. De ce point de vue, la contrainte budgétaire inter-temporelle des administrations publiques est définie par l'agrégation, dans le temps, des équilibres budgétaires annuels.

Par ailleurs, l'approche de l'équivalence ricardienne soutient, sous certaines conditions, une absence d'effet du déficit budgétaire sur le compte courant ; en d'autres termes, elle rejette la théorie des « déficits jumeaux ». Cette neutralité trouve son fondement économique dans l'accroissement équivalent des impôts futurs suite à une réduction des impôts courants. Ainsi les agents économiques, étant rationnels, vont anticiper cet accroissement en conservant leurs niveaux habituels de consommation, le niveau de la demande globale reste inchangé.

Un certain nombre d'objections ont été apportées aux hypothèses qui sous-tendent la proposition de l'équivalence de Ricardo, jugées difficilement réalisables. Ces hypothèses sont :

- les marchés des capitaux doivent être parfaits ;
- les agents économiques sont considérés comme rationnels, avisés et ont un horizon de vie infini ;
- l'altruisme générationnelle motive les transferts entre les générations, la charge fiscale reportée n'est pas redistribuée entre les agents économiques ;

- les taxes sont collectées forfaitairement par tête ;
- le déficit ne génère pas de valeur ; et
- la hausse fiscale pour financer le déficit budgétaire n'intervient pas ni sur le processus électoral, ni sur le choix du gouvernement.

En effet, la critique portant sur l'horizon infini des individus, soutient que ces derniers ne vivent pas éternellement donc s'intéressent peu aux impôts prélevés après leur décès. Cette idée a été prolongée par les modèles de cycle de vie où les agents capitalisent seulement les impôts auxquels ils font face durant leur vie. Mais l'argument de Barro (1976), par rapport à cette objection, est que les générations futures sont les descendants des générations actuelles, et de ce point de vue ces dernières vont adopter un comportement altruiste envers les premières. Donc l'idée de l'altruisme intergénérationnel justifie le fait que les générations présentes ne vont pas consommer au détriment des générations futures. Cela pose, évidemment, le débat sur la façon dont les différentes générations sont liées entre elles que nous n'aborderons pas dans ce travail de recherche.

L'hypothèse de perfection des marchés de capitaux, sans frictions, telle que développée par Modigliani et Miller (1958), sous-tend cette analyse. Cependant, selon certains auteurs, la réalisation de cette hypothèse est peu probable du fait que certaines imperfections telles que les asymétries informationnelles (Myers & Majluf, 1984), peuvent exister dans les marchés réels. En effet, l'existence de l'imperfection de ce type de marché accroît la possibilité de faillite et réduit le recours à l'emprunt sur ce marché à des fins de consommation. De ce point de vue, la détention d'actifs tend à se réduire considérablement. Sous cet angle, les agents économiques – enclins à consommer plus, par rapport à leurs revenus actuels, pour anticiper une croissance de leurs revenus futurs – ne trouvent pas de prêteurs privés sur le marché de capitaux. Dans ce cas, se trouvant dans des difficultés de liquidité, ils vont profiter de la réduction d'impôt pour faire face à l'accroissement de leur consommation courante. Ainsi, l'existence de l'imperfection des marchés de capitaux peut être de nature à invalider l'équivalence ricardienne.

Les agents économiques ne sont pas disposés à admettre le report fiscal qui découle d'une réduction fiscale présente, que si les impôts futurs seront forfaitaires. Dans le cas où les taxes sont inéquitables ou créent des distorsions, le report fiscal devient peu incitatif pour les agents économiques et est susceptible de modifier leur comportement d'épargne suite à une réduction fiscale financée par endettement, comme suggéré par l'équivalence ricardienne. Mais pour Barro (1976) avec l'altruisme intergénérationnel, il n'y a pas de différence, pour les générations, entre taxes forfaitaires et « distorsionnaires ».

La possibilité pour l'État de ne pas honorer ses engagements de dettes, ou le recours au « jeu de Ponzi », reportant ainsi indéfiniment la charge de la dette, remet en cause la pertinence du report de la charge fiscale, car l'État n'a nullement besoin

d'accroître les impôts pour rembourser sa dette. Dans ce cas, l'idée d'une charge fiscale future plus importante, découlant de l'endettement d'aujourd'hui, comme soutenue par l'équivalence, devient peu probable.

Par ailleurs, beaucoup d'auteurs sont sceptiques par rapport à la rationalité prospective des agents économiques, car les consommateurs donnent un poids à la maximisation de l'utilité présente. Cependant, cette myopie des agents, que certains auteurs ont cherché à modéliser, est difficile à intégrer dans la théorie économique, du fait du principe d'*homoeconomicus*.

Aujourd'hui, suite au débat suscité par les travaux de Barro (1974), la thèse d'équivalence ricardienne n'est reconnue que sous certaines conditions restrictives de rationalité et d'efficacité des marchés. En dehors de ces conditions, il est possible d'observer des effets du déficit budgétaire, par réduction d'impôts, sur l'économie réelle.

1.2. Revue d'études empiriques sur les « déficits jumeaux »

Analyser l'effet de la dette publique sur le compte courant, c'est chercher à identifier le lien de causalité entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. Autrement dit, confirmer ou infirmer le phénomène des « déficits jumeaux ».

Ainsi, beaucoup de chercheurs se sont intéressés au phénomène des « déficits jumeaux ». Autant dire que les résultats sont très divergents, car l'étude de ce phénomène est très sensible à la longueur des séries temporelles, à la spécification des modèles et des variables retenues, et surtout à la nature des données (trimestrielles ou annuelles/nominales ou réelles).

1.2.1. Étude empirique des « déficits jumeaux » par pays

1.2.1.1. Études empiriques portant sur les États-Unis

Aux États-Unis Hatemi et Shukur (2002), Kasibhatla et alii (2001), Rahman et Mishra (1992), Enders et Lee (1990), Leachman et Francis (2002), entre autres chercheurs, se sont intéressés au phénomène des « déficits jumeaux ».

Hatemi et Shukur (2002), ont utilisé des données trimestrielles portant sur la période 1975–1998. Leurs résultats font état d'une causalité bidirectionnelle. Dans un premier temps, sur la période 1975–1989, la causalité au sens de Granger, du déficit budgétaire vers le déficit du compte courant est validé. Dans un deuxième temps, sur la période 1990–1998, la causalité, toujours au sens de Granger, du déficit du compte courant vers le déficit budgétaire est validé. Ces conclusions leur ont permis d'admettre le phénomène des « déficits jumeaux » pour les États-Unis sur la période étudiée.

Kasibhatla et alii (2001) ont conclu, en utilisant des données trimestrielles sur la période 1959–1993, que le déficit budgétaire cause, au sens de Granger, le déficit courant.

Par contre, Rahman et Mishra (1992), Enders et Lee (1990), et Leachman et Francis (2002) ont rejeté le phénomène des « déficits jumeaux ». Les premiers et les seconds en utilisant des données annuelles respectivement sur les périodes 1946–1988, 1947–1987, les troisièmes, en utilisant des données trimestrielles sur la période 1948–1992.

1.2.1.2. Des études empiriques portant sur d'autres pays

En Australie Kaufman et alii (2002), et Winner (1993) ont rejeté tout effet de causalité entre les deux déficits, en utilisant respectivement des données trimestrielles sur la période 1986–1998, et des données annuelles sur la période 1948–1989.

Ahmed et Ansari (1994) ont utilisé pour le cas du Canada des données annuelles portant sur la période 1973–1991. Ils aboutissent à l'acceptation de la thèse des « déficits jumeaux », qui eux-mêmes sont liés à l'écart entre l'épargne et l'investissement.

Islam (1998), dans le cas du Brésil, a utilisé des données trimestrielles portant sur la période 1973–1991. Il conclut à une causalité bidirectionnelle au sens de Granger entre les deux déficits.

Vamvoukas (1997) conclue à la validation de l'effet de causalité dans le cas de la Grèce, du déficit budgétaire vers le déficit commercial, en utilisant des données annuelles portant sur la période 1948–1993.

1.2.2. Des études empiriques sur données de panel

D'autres auteurs ont cherché à étudier le phénomène des « déficits jumeaux » en utilisant des échantillons de pays. Ainsi, Anoruo et Ramchander (1998) se sont intéressés au cas de cinq pays de l'Asie du Sud-Est (Inde, Indonésie, Corée du Sud, Philippines et Malaisie), en utilisant des données annuelles sur des périodes variables selon leur disponibilité. Ils concluent à une causalité dans les deux sens entre les deux déficits.

Fidrmuc (2003) a étudié le phénomène des « déficits jumeaux » pour un échantillon de dix pays (essentiellement des pays développés et en transition : l'Australie, l'Autriche, le Canada, la Finlande, la France, les Pays Bas, l'Espagne, le Mexique, la Grande Bretagne et les États-Unis), sur la période 1980–2001 avec des données annuelles. Il aboutit à la validation du phénomène des « déficits jumeaux » dans certains de ces pays, malgré des écarts importants entre les deux premières décennies.

Kouassi et alii (2004) se sont intéressés à un groupe de vingt pays développés et en développement², avec des données annuelles portant sur des périodes variables, allant de 1969 à 1998, pour la plus longue. Ils concluent à la causalité bidirectionnelle

² Colombie, Malaisie, Singapour, Afrique du Sud, Thaïlande, Venezuela, République Dominicaine, Inde, Israël, Corée, Italie, Pays Bas, Nouvelle Zélande, Suède, Grande Bretagne, États-Unis, Australie, Autriche, Canada, France.

pour les pays développés, sauf pour l'Italie où elle est seulement du déficit courant vers le déficit budgétaire. Pour les pays en développement de l'échantillon, le phénomène des « déficits jumeaux » est vérifié soit dans un seul sens pour certains (Corée, qui est aujourd'hui un pays développé), soit dans les deux sens pour d'autres (Thaïlande).

Kulkarni et Erickson (2001) ont aussi étudié le phénomène dans le cas de trois pays, en utilisant des données annuelles sur la période 1969–1996. Il a été rejeté dans le cas du Mexique, pendant que la causalité, du déficit budgétaire vers le déficit commercial, est validée dans le cas de l'Inde, et aussi dans le cas du Pakistan mais dans le sens inverse.

Afonso et alii (2022) ont introduit, dans l'analyse des déficits jumeaux en données de panel de 65 pays, le rôle de certaines règles budgétaires, du fait que « l'assainissement budgétaire peut contribuer à réduire les déficits courants si l'hypothèse se vérifie pour certains pays »³. A ce titre, ils ont considéré les règles de dépenses, règles de recettes, règles d'équilibre budgétaire, règles de dette, conseils budgétaires et procédures de soutien. Ils aboutissent à la conclusion que, à l'exception des règles de recettes et des règles d'endettement, la prise en compte du reste des règles accroît l'impact du solde budgétaire sur le compte courant, pour les pays étudiés.

2. Approche méthodologique

Nous avons précédemment vu que les effets de l'endettement public sur certains agrégats économiques sont diversement appréciés dans la littérature théorique, selon qu'on est sous l'optique ricardienne ou conventionnelle. Les analyses empiriques présentées plus haut, ont cherché, sous différentes approches, à infirmer ou à confirmer la Proposition d'Equivalence Ricardienne.

Nous apportons notre contribution à ce débat en nous intéressant à la problématique des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal en étudiant la relation entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. Notre approche méthodologique s'appuie sur la modélisation à correction d'erreur.

Nous partons du principe que l'existence de corrélation entre le déficit budgétaire et celui du compte courant, traduit une validation de l'approche conventionnelle de l'endettement, et par conséquent, le rejet de la proposition d'équivalence ricardienne. L'intérêt que nous portons à cette analyse empirique, se justifie par les implications de politiques économiques que peut avoir une corrélation entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. Si c'est le cas, les autorités

³ Afonso et alii (2022), en référence à (Bluedorn & Leigh, 2011 ; Litsios & Pilbeam, 2017 ; Trachanas & Katrakilidis, 2013).

politiques devraient tenir compte des effets, bons ou mauvais, du déficit budgétaire sur le compte courant, ou inversement.

2.1. Variables et méthode

2.1.1. Sources des données

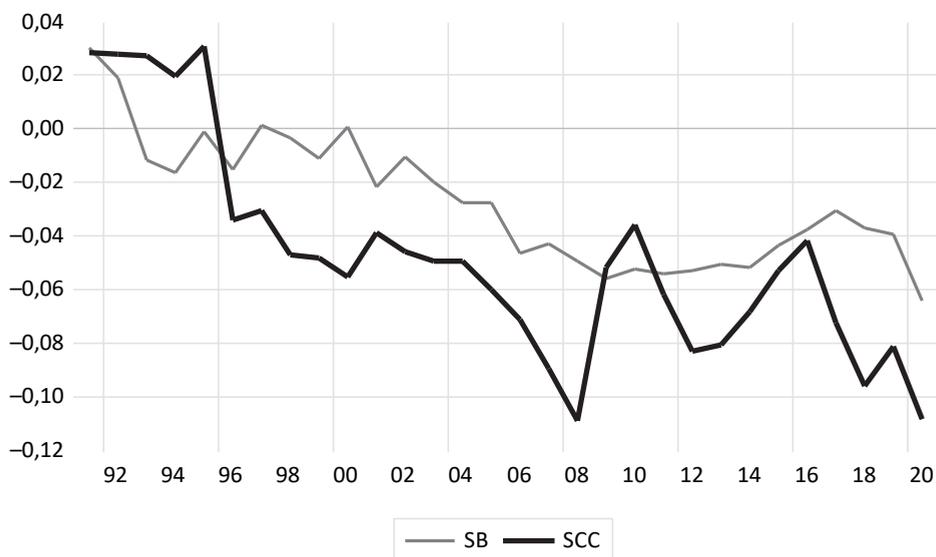
Pour cette partie empirique, nous utilisons des données nominales annuelles de la période 1991–2020, calculées à partir de la base de données de la BCEAO. Toutes les valeurs sont exprimées en FCFA. Les séries sont pondérées par le Produit intérieur brut (PIB).

Le solde du compte courant

Cette variable est calculée à partir de données des balances de paiements du Sénégal tirée de la base de données de la BCEAO. Nous l'avons calculé de la manière suivante : **Solde compte courant = Exportations nettes (biens et services) + Solde des revenus nets des facteurs + Solde des transferts courants nets.**

Le déficit budgétaire

Le déficit budgétaire est calculé à partir du TOFE du Sénégal tiré de la base de la BCEAO sur la période étudiée, en faisant la différence entre les « recettes totales et dons » et les « dépenses totales et prêts ». Le graphique 1 indique l'évolution conjointe des deux variables, sur la période étudiée.



Graphique 1. Evolution conjointe des séries solde courant et solde budgétaire

Source : Auteur.

La courbe rouge indique l'évolution du solde du compte courant du Sénégal sur la période étudiée. Globalement, le solde du compte courant (SCC) s'est fortement creusé entre 1991 et 2008 et est resté erratique – avec de grandes variations – sur la période 2008–2020. Par ailleurs, le solde du compte courant, qui traduit la capacité de financement de l'État du Sénégal, est resté négatif de 1996 à 2020. Cette tendance négative est due essentiellement aux déficits profonds de la balance commerciale.

La courbe bleue indique l'évolution du déficit budgétaire sur la période d'analyse. Elle montre que la variable s'est fortement creusée entre 1991 et 2014 avec un net redressement entre 2014 et 2017 avec de se recreuser entre 2018 et 2020. Hormis le début de période (1991–1992), le déficit budgétaire est resté négatif sur le reste de la période (1993–2020).

L'évolution conjointe des deux variables montre que les séries semblent ne pas avoir la même dynamique sur toute la période. En effet, nous constatons que nos séries gardent une tendance divergente par moments. La corrélation entre ces deux variables est tout de même positive et forte (0,74%), ce qui signifie que sur une bonne partie de la période, elles ont évolué dans le même sens. Par ailleurs le fait que les deux variables sont restées négatives en même temps, depuis 1996, signifie que sur cette période, l'État n'a pas dégagé des avoirs extérieurs excédentaires à travers la balance des transactions courantes et que le déficit au niveau du budget est compensé par un endettement.

2.1.2. Méthode

Nous nous intéressons à la relation de long terme entre le solde du compte courant et le déficit budgétaire dans le cas du Sénégal sur la période 1991–2020. Pour cela, nous nous inspirons de l'approche économétrique d'Engle et Granger (1987). En effet, si deux séries temporelles sont cointégrées, l'utilisation d'un modèle à correction d'erreur (MCE) devra permettre d'établir la causalité au moins dans un seul sens. Dans notre système à deux variables cointégrées SC_t et SB_t , l'utilisation du MCE nous permet d'établir les relations suivantes :

$$\Delta SC_t = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_2 (1-L) \Delta SC_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_3 (1-L) \Delta SB_{t-j} + \Delta_t \quad (2)$$

où

$$\Delta SB_t = \lambda_0 + \lambda_1 k_{t-1} + \sum_{j=1}^n \lambda_2 (1-L) \Delta SB_{t-j} + \sum_{j=1}^n \lambda_3 (1-L) \Delta SC_{t-j} + \mu_t \quad (3)$$

SC et SB représentent respectivement les valeurs nominales des déficits courant et budgétaire ;

$(e_{t-1} ; k_{t-1})$ et $(\epsilon_t ; \mu_t)$ représentent respectivement les termes d'erreurs et les bruits blancs ;

L et Δ représentent respectivement les opérateurs retard et de différence.

Concernant la décision de causalité nous avons la règle suivante :

- au niveau de la première équation si les paramètres $\beta_1 = 0$ et $\beta_3 = 0$, alors cela implique que ΔSC_t ne cause pas au sens de Granger ΔSB_t ;
- de la même manière dans la deuxième équation si les paramètres $\lambda_1 = 0$ et $\lambda_3 = 0$, cela implique ΔSB_t ne cause pas au sens de Granger ΔSC_t ;

Ainsi, les régressions de co intégration sont spécifiées de la manière spécifique :

$$SC_t = \beta_0 + \beta_1 SB_t + \epsilon_t \quad (4) \quad \text{et} \quad SB_t = \lambda_0 + \lambda_1 SC_t + \mu_t \quad (5)$$

Avant de procéder à l'estimation, il convient de vérifier si les variables sont co intégrées, dans le cas où elles sont toutes intégrées du même ordre ou pas. Toutes les régressions ont été faites avec le logiciel Eviews.

3. Présentation des résultats

3.1. Analyse statistique des séries

L'analyse statistique révèle que (voir tableau A1 en annexe) :

- nos séries ne sont pas dispersées car la valeur des écarts types est sensiblement proche à zéro ;
- les valeurs du coefficient d'asymétrie (*skewness*) des séries Solde budgétaire et solde compte courant sont positives, ce qui montre qu'elles sont asymétriques à droite ;
- les deux séries présentent une Kurtosis inférieure 3, par conséquent elles sont plus aplaties que la normale ;
- les valeurs de la probabilité des séries déficit budgétaire et solde compte courant sont supérieures à 5%, donc on retient l'hypothèse de normalité pour les deux séries.

3.2. Analyse économétrique des variables

Tests de stationnarité des séries

Afin de déterminer le degré d'intégration de chaque série, nous appliquons les tests de racine unitaire aux séries brutes et aux séries en différence première.

L'analyse du corrélogramme simple, de la série du compte courant, laisse apparaître que la statistique Q a une probabilité inférieure à 5%, nous rejetons l'hypothèse

de nullité des coefficients, le processus n'est pas un bruit blanc. Nous retenons donc le test de Phillips-Perron pour tester la stationnarité de la série. L'analyse du corrélogramme simple de la série déficit budgétaire conduit à la même décision.

Ainsi, le test de Phillips-Perron appliqué aux séries montre que les séries sont toutes stationnaires en différence première (voir tableaux A2 et A3 en annexe). Par conséquent, nos séries ne sont pas intégrées du même ordre. Nos séries sont stationnaires du même ordre, donc il existe une possibilité qu'elles soient co intégrées.

Tests de cointégration des séries

La condition fondamentale de l'examen de la co intégration est vérifiée, c'est-à-dire les séries sont intégrées.

Ces tests s'appliquent, en ce qui nous concerne, pour le cas à deux variables. Puisque nos deux séries sont intégrées du même ordre, dans ce cas les tests de Johansen et Engle-Granger conviennent tous deux, afin de voir s'il existe une relation de co intégration entre le solde du compte courant et du déficit budgétaire.

Tests de cointégration de Engel and Granger et de Johansen (1988)

Le test LR indique que les variables SCC et DB ne sont pas co intégrées aux seuils de 5% et 1%. Cela signifie qu'elles ne suivent pas des évolutions parallèles sur la période 1991–2020, par conséquent ces deux variables n'entretiennent pas une relation d'équilibre. Le test de Engle and Granger conduit à la même conclusion (voir tableaux A4 et A5 en annexe).

De plus, nous avons fait recours au test ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag), pour étudier la robustesse de la régression. Ainsi, pour les critères Akaike et Schwarz, avec un nombre de deux (2) retards, le test ARDL n'indique aucune relation de causalité entre les deux variables, de quelque sens que ce soit sur la période 1991–2020 (voir tableau A6 en annexe).

Conclusion

Nous avons procédé – dans la continuité de l'analyse empirique des effets de l'endettement public sur l'économie réelle – à des estimations aux fins de vérifier le phénomène « des déficits jumeaux » en ce qui concerne le Sénégal. Nous avons adopté l'approche des tests de cointégration des déficits budgétaires et du compte courant à travers la méthode à correction d'erreurs. Ainsi, nos résultats indiquent une absence de cointégration entre les variables déficit budgétaire et solde du compte courant et donc de relation d'équilibre sur la période étudiée, entre ces deux variables, d'où une acceptation de la Proposition d'Equivalence Ricardienne sur la période 1991–2020.

Cette absence de cointégration entre les variables solde compte courant et déficit budgétaire, signifie qu'il y'a aucun lien de causalité possible entre elles et que les

autorités en charge de leur gestion ne peuvent définir aucune d'elles comme variable objective afin de stabiliser l'autre dans le long terme.

Par ailleurs, la non cointégration des variables, le déficit budgétaire et le solde du compte courant, traduit qu'il n'y a aucun risque que le phénomène des déficits jumeaux se vérifie pour le cas du Sénégal, ce qui s'identifie à la vérification de la Proposition d'Equivalence Ricardienne (PER).

Annexe

Analyse des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal

Tableau A1. Analyse statistique des séries

	SB	SCC
Mean	-0.027429	-0.047623
Median	-0.029132	-0.050510
Maximum	0.030502	0.030944
Minimum	-0.064052	-0.064052
Standard deviation	0.023930	0.023930
Skewness	0.542634	0.725070
Kurtosis	2.542718	2.853507
Jarque-Bera	1.733643	1.733643
Probability	0.420285	0.265079
Sum	-0.822863	-1.428694
Sum Sq. Dev.	0.016607	0.045628
Observations	30	30

Source : Auteur, régression sur EViews.

Analyse économétrique des séries

Tableau A2. Tests de stationnarité de la série déficit budgétaire

Null Hypothesis: D(SB) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. <i>t</i> -Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.271108	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580622	
10% level	-3.225334	

* MacKinnon (1996) one-sided *p*-values.

Residual variance (no correction)	0.000122
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000123

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SB.2)

Method: Least Squares

Date: 11/12/22 Time: 13:48

Sample (adjusted): 1993 2020

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Standard error	<i>t</i> -Statistic	Prob.
D(SB(-1))	-1.315315	0.209589	-6.275678	0.0000
C	-0.007174	0.005052	-1.419986	0.1680
@TREND("1991")	0.000220	0.000283	0.779461	0.4430

<i>R</i> -squared	0.616129	Mean dependent var	-0.000485
Adjusted <i>R</i> -squared	0.585419	S.D. dependent var	0.018140
S.E. of regression	0.011680	Akaike info criterion	-5.960949
Sum squared resid	0.003410	Schwarz criterion	-5.818213
Log likelihood	86.45329	Hannan-Quinn criter.	-5.917313
<i>F</i> -statistic	20.06298	Durbin-Watson stat	1.664536
Prob(<i>F</i> -statistic)	0.000006		

Source : Auteur, régression sur EViews.

Tableau A3. Test de stationnarité de la série Solde compte courant

Null Hypothesis: D(SCC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 27 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.199884	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580622	
10% level	-3.225334	

* MacKinnon (1996) one-sided p -values.

Residual variance (no correction)	0.000457
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.91E-05

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SCC.2)

Method: Least Squares

Date: 11/12/22 Time: 13:49

Sample (adjusted): 1993 2020

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Standard error	t-Statistic	Prob.
D(SCC(-1))	-1.107347	0.204109	-5.425286	0.0000
C	-0.008224	0.009420	-0.873027	0.3910
@TREND("1991")	0.000189	0.000533	0.354336	0.7261

<i>R</i> -squared	0.541408	Mean dependent var	-0.000953
Adjusted <i>R</i> -squared	0.504721	S.D. dependent var	0.032149
S.E. of regression	0.022625	Akaike info criterion	-4.638560
Sum squared resid	0.012797	Schwarz criterion	-4.495824
Log likelihood	67.93984	Hannan-Quinn criter.	-4.594924
<i>F</i> -statistic	14.75735	Durbin-Watson stat	2.002520
Prob(<i>F</i> -statistic)	0.000059		

Source : Auteur, régression sur EViews.

Tests de cointégration

Tableau A4. Test de Johansen

Date: 11/12/22 Time: 14:04
 Sample (adjusted): 1993 2020
 Included observations: 28 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: SB SCC
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.268975	13.59861	15.49471	0.0946
At most 1 *	0.158322	4.826018	3.841465	0.0280

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p -values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.268975	8.772595	14.26460	0.3056
At most 1 *	0.158322	4.826018	3.841465	0.0280

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p -values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b^*S^{-1}b^{-1}$):

SB	SCC
-67.70352	38.20011
23.09392	17.36925

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SB)	0.004590	-0.002705
D(SCC)	-0.005706	-0.007048

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	159.3052
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SB	SCC
1.000000	-0.564226
	(0.14301)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SB)	-0.310771
	(0.14058)
D(SCC)	0.386338
	(0.27716)

Source : Auteur, régression sur EViews.

Tableau A5. Test de Engle and Granger

Dependent Variable: D(SB)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 11/12/22 Time: 17:49

Sample (adjusted): 1994 2020

Included observations: 27 after adjustments

$$D(SB) = C(1)*D(SB(-1)) + C(2)*D(SB(-2)) + C(3)*D(SCC(-1)) + C(4)*D(SCC(-2)) + C(5)$$

	Coefficient	Standard error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.343518	0.193868	-1.771919	0.0903
C(2)	0.051946	0.197012	0.263666	0.7945
C(3)	-0.001349	0.098161	-0.013739	0.9892
C(4)	0.056180	0.096986	0.579261	0.5683
C(5)	-0.002306	0.002260	-1.020098	0.3188
R-squared	0.158316	Mean dependent var		-0.001947
Adjusted R-squared	0.005282	S.D. dependent var		0.010643
S.E. of regression	0.010615	Akaike info criterion		-6.087541
Sum squared resid	0.002479	Schwarz criterion		-5.847571
Log likelihood	87.18180	Hannan-Quinn criter.		-6.016185
F-statistic	1.034517	Durbin-Watson stat		2.168496
Prob(F-statistic)	0.411742			

Dependent Variable: D(SCC)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 11/12/22 Time: 17:51

Sample (adjusted): 1994 2020

Included observations: 27 after adjustments

$$D(SCC) = C(6)*D(SB(-1)) + C(7)*D(SB(-2)) + C(8)*D(SCC(-1)) + C(9)*D(SCC(-2)) + C(10)$$

	Coefficient	Standard error	t-Statistic	Prob.
C(6)	-0.440001	0.421082	-1.044930	0.3074
C(7)	0.050944	0.427912	0.119053	0.9063
C(8)	-0.085983	0.213207	-0.403283	0.6906
C(9)	-0.199750	0.210653	-0.948242	0.3533
C(10)	-0.007125	0.004909	-1.451422	0.1608
R-squared	0.097964	Mean dependent var		-0.005033
Adjusted R-squared	-0.066043	S.D. dependent var		0.022330
S.E. of regression	0.023056	Akaike info criterion		-4.536237
Sum squared resid	0.011694	Schwarz criterion		-4.296267
Log likelihood	66.23919	Hannan-Quinn criter.		-4.464881
F-statistic	0.597315	Durbin-Watson stat		2.027539
Prob(F-statistic)	0.668385			

Source : Auteur, régression sur EViews.

Tableau A6. Test Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

Akaike info criterion

Dependent Variable: SCC

Method: ARDL

Date: 11/12/22 Time: 18:52

Sample (adjusted): 1993 2020

Included observations: 28 after adjustments

Dependent lags: 2 (Fixed)

Dynamic regressors (2 lags, fixed): SB

Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Standard error	t-Statistic	Prob.
SCC(-1)	0.728360	0.205672	3.541362	0.0018
SCC(-2)	-0.109003	0.214358	-0.508507	0.6162
SB	0.313549	0.402725	0.778568	0.4445
SB(-1)	-0.564458	0.457864	-1.232807	0.2307
SB(-2)	0.591519	0.384057	1.540183	0.1378
C	-0.013721	0.007934	-1.729252	0.0978
<i>R</i> -squared	0.711394	Mean dependent var		-0.053044
Adjusted <i>R</i> -squared	0.645802	S.D. dependent var		0.035112
S.E. of regression	0.020897	Akaike info criterion		-4.711058
Sum squared resid	0.009607	Schwarz criterion		-4.425585
Log likelihood	71.95481	Hannan-Quinn criter.		-4.623786
<i>F</i> -statistic	10.84571	Durbin-Watson stat		2.045697
Prob(<i>F</i> -statistic)	0.000024			

* Note: *p*-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Source : Auteur, régression sur EViews.

Dependent Variable: SB
 Method: ARDL
 Date: 11/12/22 Time: 18:58
 Sample (adjusted): 1993 2020
 Included observations: 28 after adjustments
 Dependent lags: 2 (Fixed)
 Dynamic regressors (2 lags, fixed): SCC
 Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Standard error	t-Statistic	Prob.
SB(-1)	0.480387	0.225030	2.134772	0.0442
SB(-2)	0.127259	0.209360	0.607849	0.5495
SCC	0.085519	0.109841	0.778568	0.4445
SCC(-1)	-0.054302	0.134091	-0.404963	0.6894
SCC(-2)	0.126259	0.109340	1.154741	0.2606
C	-0.006843	0.004168	-1.641701	0.1149
<i>R</i> -squared	0.754803	Mean dependent var	-0.031163	
Adjusted <i>R</i> -squared	0.699077	S.D. dependent var	0.019894	
S.E. of regression	0.010913	Akaike info criterion	-6.010279	
Sum squared resid	0.002620	Schwarz criterion	-5.724807	
Log likelihood	90.14391	Hannan-Quinn criter.	-5.923007	
<i>F</i> -statistic	13.54476	Durbin-Watson stat	1.676712	
Prob(<i>F</i> -statistic)	0.000004			

* Note: *p*-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Source : Auteur, régression sur EViews.

Schwarz criterion

Dependent Variable: SCC

Method: ARDL

Date: 11/12/22 Time: 19:01

Sample (adjusted): 1993 2020

Included observations: 28 after adjustments

Dependent lags: 2 (Fixed)

Dynamic regressors (2 lags, fixed): SB

Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Standard error	t-Statistic	Prob.
SCC(-1)	0.728360	0.205672	3.541362	0.0018
SCC(-2)	-0.109003	0.214358	-0.508507	0.6162
SB	0.313549	0.402725	0.778568	0.4445
SB(-1)	-0.564458	0.457864	-1.232807	0.2307
SB(-2)	0.591519	0.384057	1.540183	0.1378
C	-0.013721	0.007934	-1.729252	0.0978
<i>R</i> -squared	0.711394	Mean dependent var		-0.053044
Adjusted <i>R</i> -squared	0.645802	S.D. dependent var		0.035112
S.E. of regression	0.020897	Akaike info criterion		-4.711058
Sum squared resid	0.009607	Schwarz criterion		-4.425585
Log likelihood	71.95481	Hannan-Quinn criter.		-4.623786
<i>F</i> -statistic	10.84571	Durbin-Watson stat		2.045697
Prob(<i>F</i> -statistic)	0.000024			

* Note: *p*-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Source : Auteur, régression sur EViews.

Dependent Variable: SB
 Method: ARDL
 Date: 11/12/22 Time: 19:04
 Sample (adjusted): 1993 2020
 Included observations: 28 after adjustments
 Dependent lags: 2 (Fixed)
 Dynamic regressors (2 lags, fixed): SCC
 Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Standard error	t-Statistic	Prob.
SB(-1)	0.480387	0.225030	2.134772	0.0442
SB(-2)	0.127259	0.209360	0.607849	0.5495
SCC	0.085519	0.109841	0.778568	0.4445
SCC(-1)	-0.054302	0.134091	-0.404963	0.6894
SCC(-2)	0.126259	0.109340	1.154741	0.2606
C	-0.006843	0.004168	-1.641701	0.1149
<i>R</i> -squared	0.754803	Mean dependent var	-0.031163	
Adjusted <i>R</i> -squared	0.699077	S.D. dependent var	0.019894	
S.E. of regression	0.010913	Akaike info criterion	-6.010279	
Sum squared resid	0.002620	Schwarz criterion	-5.724807	
Log likelihood	90.14391	Hannan-Quinn criter.	-5.923007	
<i>F</i> -statistic	13.54476	Durbin-Watson stat	1.676712	
Prob(<i>F</i> -statistic)	0.000004			

* Note: *p*-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Source : Auteur, régression sur EViews.

References

- Ahmed, S., & Ansari, M. I. (1994). A tale of two deficits: An empirical investigation for Canada. *International Trade Journal*, 8(4), 483–503.
- Ajili, W. (2007). The twin deficits: Are they really twins? An empirical investigation in the case of a small developing economy. *Journal of Applied Economics*, (1), 42–73.
- Anoruo, E., & Ramchander, S. (1998). Current account and fiscal deficits: Evidence from five developing economies of Asia. *Journal of Asian Economics*, 9(3), 487–501.
- Afonso, A., Huart, F., Jalles, J. T., & Stanek, P. (2022). Twin deficits revisited: A role for fiscal institutions?. *Journal of International Money and Finance*, 121. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2021.102506>
- Barro, R. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095–1117.
- Barro, R. (1976). Perceived wealth in bonds and social security and the Ricardian Equivalence Theorem: Reply to Feldstein and Buchanan. *Journal of Political Economy*, 84(2), 343–350.
- Elmendorf, D. W., & Mankiw, N. G. (1998). *Government debt*. NBER Working Paper, 6470.
- Enders, W., & Lee, B. (1990). Current account and budget deficits: Twins or distant cousins?. *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 373–381.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Fidrmuc, J. (2003). The Feldstein-Horioka puzzle and twin deficits in selected countries. *Economic Change and Restructuring*, 36(2), 135–152. https://econpapers.repec.org/article/kapecopl/v_3a36_3ay_3a2003_3ai_3a2_3ap_3a135-152.htm
- Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, 9(3).
- Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. In M. Friedman (Ed.), *A theory of the consumption function* (pp. 20–37). National Bureau of Economic Research.
- Hatemi, A., & Shukur, G. (2002). Multivariate-based causality tests of twin deficits in the US. *Journal of Applied Statistics*, 29(6), 817–824.
- Islam, F. (1998). Brazil's twin deficits: An empirical examination. *Atlantic Economic Journal*, 26(2), 121–128.
- Kasibhatla, K. M., Johnson, M. N., Malindretos, J., & Arize, A. C. (2001). Twin deficits revisited. *Journal of Business & Economic Studies*, 7(22), 52–63.
- Kaufmann, S., Winckler, G., & Scharler, J. (2002). The Austrian current account deficits: Driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation?. *Empirical Economics*, 27(3), 539–542.
- Kouassi, E., Mougoué, M., & Kymn, K. O. (2004). Causality tests of the relationship between the twin deficits. *Empirical Economics*, 29(3), 503–525.
- Kulkarni, K. G., & Erickson, E. (2001). Twin deficit revisited: Evidence from India, Pakistan and Mexico. *Journal of Applied Business Research*, 17(2), 97–104.
- Leachman, L., & Francis, B. (2002). Twin deficits: Apparition or reality. *Applied Economics*, 34, 1121–1132.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporate finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48, 261–297.

- Myers S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187–221.
- Rahman, M., & Mishra, B. (1992). Cointegration of US Budget and current account deficits: Twins or strangers?. *Journal of Economics and Finance*, 16, 119–127.
- Vamvoukas, G. (1997). Have large budget deficits caused increasing trade deficits? Evidence from a developing country. *Atlantic Economic Journal*, 25(1), 80–90.
- Winner, L. (1993). The relationship of the current account balance and the budget balance. *The American Economist*, 37(2), 78–84.

Alain REDSLOB

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

Dr Claudio RUFF ESCOBAR

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61^e Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl

Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF <http://rielf.aielf.org> ou bien sur le site de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

