

# Hypothèse du biais de la productivité : cas de la CEDEAO

Madaniou DIEME<sup>1</sup>

Mamadou GUEYE<sup>2</sup>

*Mai 2021*

## Résumé:

**Objectif** : L'objectif de cet article est d'étudier l'hypothèse du biais de productivité dans les pays de la CEDEAO.

**Méthodologie/Approche** : Des données annuelles, provenant des Penn World Tables et couvrant la période 1963-2019, ont été utilisées. Le décalage distribué autorégressif (ARDL) a été utilisé comme technique d'estimation.

**Résultats** : Les principaux résultats suggèrent que l'effet de la productivité sur les taux de change réels n'est pas uniforme d'un pays à l'autre dans l'espace CEDEAO : d'une part, rejet de l'hypothèse de la Parité de Pouvoir d'Achat qui stipule l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre le taux de change réel et l'indice des prix relatifs au Sénégal, en Côte d'Ivoire, en Gambie, au Liberia et au Cap-Vert; d'autre part, vérification de l'hypothèse de la Parité de Pouvoir d'Achat pour les 10 autres pays restants. En outre, aucun de ces 10 pays n'a soutenu un effet significatif positif de la productivité sur le taux de change réel.

**Implications** : Dans les pays où l'hypothèse de la Parité de Pouvoir d'Achat est vérifiée et que la productivité a un effet négatif significatif, l'augmentation de cette dernière se traduirait par une dépréciation du taux de change réel.

**Originalité/Valeur/Contribution** : Cet article vise à combler empiriquement le gap dans la littérature pour les pays de la CEDEAO en utilisant des données de séries chronologiques et l'approche ARDL de la cointégration.

**mots-clés**: Taux de change, Productivité, ARDL

**JEL Classification** : F31, J24, C22

## Abstract:

**Objective** : The objective of this article is to study the productivity bias hypothesis in ECOWAS countries.

**Methodology / Approach** : Annual data, from Penn World Tables covering the 1963-2019 period, were used. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) was used as estimation technique.

**Results** : The main results suggest that the effect of productivity on real exchange rates is not uniform in the ECOWAS : (i) rejection of the hypothesis of Purchasing Power Parity which stipulates the existence of a long-term equilibrium relationship between the real exchange rate and the relative price index in Senegal, Côte d'Ivoire, Gambia, Liberia and Cabo Verde; (ii) acceptance of the purchasing power parity hypothesis for the 10 remaining countries. Moreover, none of these 10 countries sustained a significant positive effect of productivity on the real exchange rate.

**Implications** : In countries where Power Parity Hypothesis is verified with a significant and negative effect of productivity, an increase in productivity implies a decrease of real exchange rate. **Originality / Value / Contribution** : This article aims to empirically fill the gap in the literature for ECOWAS countries using time series data and the ARDL cointegration approach.

**Keywords**: exchange rate, Productivity, ARDL

**JEL Classification** : E44; F36; F47

<sup>1</sup>madaniou.dieme@gmail.com/Direction de la Planification/Ministère de l'Economie, du Plan et de la Coopération

<sup>2</sup>mamadougueye.mgy@gmail.com/Direction de la Planification/Ministère de l'Economie, du Plan et de la Coopération

## Introduction

La normalité des niveaux de taux de change réel n'est toujours pas vérifiée. En effet, le taux de change réel a tendance à s'écarter du taux de change réel d'équilibre à long terme. Selon Drine et Rault (2003), il est souvent fait appel à deux théories alternatives pour expliquer les mouvements de taux de change réels à long terme : la Parité de Pouvoir d'Achat (PPA) et l'hypothèse de Balassa-Samuelson (BS).

La première théorie renvoie à l'idée selon laquelle le taux de change réel doit être stationnaire ; ainsi, les écarts par rapport au niveau du taux de change réel d'équilibre ne peuvent qu'être temporaires et non persistants. Selon Halicioglu et Ketenci (2018), la PPA est la plus ancienne théorie de détermination du taux de change qui affirme que le taux de change entre les monnaies de deux pays est égal au rapport du niveau général des prix des dits pays. Dit autrement, elle suggère que le rapport des prix généraux dans un pays est le même avec le niveau général des prix dans un autre pays, sur la base sur de l'hypothèse simplifiée de la loi du prix unique : le mécanisme d'arbitrage et le taux de change réel constant (Dada et al., 2020).

Quant à la deuxième théorie, aussi connue sous l'hypothèse du biais de productivité, séparément développée par les précurseurs Balassa (1964) et Samuelson (1964), elle cherche à expliquer la persistance des variations du taux de change réel. Pour ces deux auteurs, une croissance économique rapide s'accompagne généralement d'une appréciation du taux de change réel à cause de la croissance différentielle de la productivité entre les secteurs des biens échangeables et non échangeables. Étant donné que les différences d'augmentation de la productivité devraient être plus importantes dans les pays à forte croissance, la prédiction de Balassa-Samuelson devrait être plus visible dans les pays à croissance rapide.

En vertu de l'hypothèse du biais de productivité, les pays ayant une productivité plus élevée ont une tendance à l'appréciation réelle (Goswami et Rahman, 2008 ; Halicioglu et Ketenci, 2018), à travers une combinaison de trois hypothèses qui entraînent une appréciation du taux de change réel (Drine et Rault, 2003) : (H1) les différentiels de productivité entre les secteurs des biens échangeables et non échangeables et les prix relatifs sont positivement corrélés, (H2) le taux de change réel et les prix relatifs des biens non échangeables sont positivement corrélés, (H3) la parité de pouvoir d'achat est vérifiée pour les biens échangeables.

Cet article vise à combler empiriquement le gap dans la littérature pour les pays de la CEDEAO en utilisant des données de séries chronologiques et l'approche ARDL de la cointégration. Ainsi, l'objectif de l'étude est la vérification et la mesure du biais de productivité pour les pays de la CEDEAO.

Outre l'introduction, la section 1 présente une brève revue de la littérature. La section 2 décrit la méthodologie de test qui se base sur un modèle ARDL. La section 3 présente les résultats. La section 4 conclut.

## 1 Revue de littérature

L'effet Balassa-Samuelson stipule qu'une augmentation du différentiel de productivité dans le secteur des biens échangeables implique une augmentation des salaires et ainsi, une augmentation des prix dans ce secteur. Les prix nationaux, somme pondérée des prix des secteurs des biens échangeables et non échangeables, vont à leur tour augmenter. Il en découle une appréciation des prix nationaux par rapport à ceux étrangers et donc une appréciation du taux de change réel. Ainsi, pour Halicioglu et Ketenci (2018), la divergence de la PPA par rapport au taux de change d'équilibre est attribuée à divers facteurs et que les différentiels de productivité entre les pays seraient l'une des principales sources qui conduisent à l'hypothèse du biais de productivité.

L'effet Balassa-Samuelson, qui repose sur l'hypothèse de la PPA, s'appuie sur l'existence d'une relation de long-terme entre la PPA et le taux de change d'équilibre. En effet, il existe un mécanisme d'ajustement du taux de change à une variation du niveau des prix relatifs (ou PPA). Cet ajustement favorise un taux de change réel constant, ce qui fait que la variation de la PPA à long terme est la cause de toute déviation du taux de change réel d'équilibre.

Avec les fortes hypothèses de concurrence pure et parfaite, d'une part, et de parfaite mobilité des capitaux, d'autre part, le niveau des prix relatifs (ou PPA) est déterminé par le différentiel de productivité des pays : ce qui se traduit par l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre le taux de change réel d'équilibre et la productivité. D'abord, malgré qu'il soit pratiquement impossible de satisfaire les hypothèses de prix unique et de parfaite mobilité des capitaux et, ensuite, en raison de sa capacité à déterminer la croissance économique à long terme, mais également de son important rôle dans les chocs exogènes pour expliquer les fluctuations du taux de change réel (Irandoost, 2017), l'hypothèse du biais de productivité a été le centre d'intérêt de nombreux chercheurs qui ont eu à examiner sa validité (Dada et al., 2020). En outre, l'essentiel des études traite des cas des pays développés selon Dada et al. (2020). Aussi, s'avère-t-il inapproprié d'utiliser les résultats de ces études pour tirer des conclusions pour les pays en développement, du fait de la diversité de leur environnement macro-économique. Le présent article, qui aborde la question pour les pays de la CEDEAO, est donc nécessaire.

Plusieurs auteurs se sont attelés à l'étude des interrelations entre la productivité et les taux de change. L'hypothèse du

biais de productivité (hypothèse Balassa-Samuelson), qui stipule qu'une monnaie nationale s'apprécie dans un pays relativement plus productif (Vural, 2019 ; Bahmani-Oskooee et Nasir, 2004), permettrait d'expliquer l'écart du taux de change fondé sur la parité de pouvoir d'achat par rapport au taux d'équilibre, à travers les écarts de productivité entre les pays (Bahmani-Oskooee et Nasir, 2005). En d'autres termes, cette hypothèse reposerait essentiellement sur le fait que le rapport entre l'indice des prix de la production non marchande et celui de la production marchande est une fonction croissante du niveau de la productivité du pays (Officer, 1976).

Au milieu des années 70, Officer (1976) a eu l'idée de tester l'hypothèse du biais de productivité en calculant la variation de quelques variables au cours de la période 1953-73 pour chaque pays de son échantillon composé de pays développés et en se servant des nombres indices en résultant pour effectuer une régression en coupe transversale. C'est ainsi qu'il a pu utiliser quatre différents groupes de données relatives à la PPA pour effectuer une régression ajustée chaque année pour la période 1950-73.

Par la suite, plusieurs auteurs ont eu à tester l'hypothèse du biais de productivité au cours des dernières années : Bahmani-Oskooee et Nouira (2021) pour 68 pays, Dada et al. (2020) pour le Nigéria, Vural (2019) pour le Brésil, Halicioglu et Ketenci (2018) pour 18 pays du Moyen-Orient, Anwar et Ali (2015) pour cinq économies d'Asie du Sud (Bangladesh, Inde, Népal, Pakistan et Sri Lanka). On peut aussi évoquer les travaux de Genius et Tzouvelekas (2008), Bahmani-Oskooee et Gelan (2006), Ericsson et Irandoust (2004), Bahmani-Oskooee et Nasir (2004) Égert, (2002) Bahmani-Oskooee et Nasir (2001), Kawai et Ohara (1997), Bahmani-Oskooee et Niroomand (1996) et Bahmani-Oskooee et Rhee (1996).

Les résultats des études sur l'hypothèse du biais de productivité (HBP) sont mitigés. Ce point de vue est confirmé par Officer (1976), Bahmani-Oskooee et Nasir (2001), Égert (2002) et Bahmani-Oskooee et Miteza (2004). Ces derniers ont soutenu que les premières études, sur la question, ont donné des résultats mitigés et que seulement quelques études ont fourni des preuves solides validant l'hypothèse du biais de productivité. Pour Officer (1976) et Égert (2002), les résultats sont assez variés et donc mitigés, ce qui a poussé Égert (2002) à suggérer que l'effet Balassa-Samuelson n'est pas de la même importance pour chaque pays.

En outre, Genius et Tzouvelekas (2008) ont examiné le biais de productivité de Balassa-Samuelson, pour un total de 59 pays industrialisés et en développement, à travers un modèle de panel à coefficient aléatoire proposé par Hildreth and Houck (1968), tout en tenant compte des effets fixes temporels ainsi que des facteurs inobservables individuels affectant directement l'estimation du biais de productivité. Ils ont pu tirer avantage de la possibilité d'examiner l'effet Balassa-Samuelson pays par pays. Les auteurs ont montré qu'il existe une variabilité considérable de l'effet de productivité entre les pays et que l'hypothèse ne peut pas être validée pour la plupart des pays africains et certains pays d'Amérique latine alors qu'elle l'est pour les pays de l'OCDE et de l'Asie.

Néanmoins, selon Bahmani-Oskooee et Nasir (2004), pour la plupart des pays de leur échantillon, il existe des preuves solides étayant cette hypothèse. Ainsi, les travaux de Dada et al. (2020) révèlent que le taux de change du marché parallèle (noir) soutient la présence d'une hypothèse de biais de productivité au Nigeria.

Sur cette lancée, en cherchant à estimer une relation de long terme entre le taux de change réel et la productivité pour les pays du Moyen-Orient sur la période 1970-2015, Halicioglu et Ketenci (2018) ont testé l'hypothèse du biais de productivité en utilisant un modèle à correction d'erreur avec l'approche de test de cointégration de Pesaran et al. (2001) (approche ARDL du test de cointégration) et Banerjee et al. (1998). Leurs résultats empiriques prouvent l'existence de l'hypothèse du biais de productivité uniquement dans le cas de Bahreïn, du Koweït et de l'Arabie Saoudite.

Quant à Anwar et Ali (2015), ils ont utilisé un modèle à correction d'erreur pour tester l'hypothèse du biais de productivité pour des pays d'Asie du Sud : Inde, Bangladesh, Pakistan, Népal et Sri Lanka. Ainsi, ils n'ont pu vérifier la validité de l'hypothèse du biais de productivité que dans le cas du Bangladesh et du Népal. Kawai et Ohara (1997) ont montré que bon nombre de taux de change réels sont cointégrés avec d'autres variables économiques réelles. Parmi celles-ci, il y a la productivité relative du travail qui est statistiquement significative avec le signe correct pour plus de la moitié des paires de pays pour lesquelles la cointégration est confirmée. Selon les auteurs, cette constatation étaye l'hypothèse du biais de productivité de Balassa-Samuelson.

Cependant, d'autres auteurs sont parvenus à des résultats invalidant l'hypothèse (Officer (1976), Bahmani-Oskooee et Niroomand (1996), Genius et Tzouvelekas (2008) et Vural (2019). L'analyse empirique n'étaye pas les preuves en faveur de l'hypothèse du biais de productivité pour le Brésil selon Vural (2019).

De façon générale, les résultats des tests de Officer (1976) sont pratiquement tous négatifs quant à l'existence d'un biais de la productivité. Ainsi, sur 156 régressions, deux seulement font ressortir un coefficient significatif de la variable productivité. Plus tard, Bahmani-Oskooee et Niroomand (1996) ont eu des résultats conformes à ceux de Officer (1976), indiquant un échec à confirmer l'hypothèse du biais de productivité.

## 2 Méthodologie et données

Cette section présente la méthodologie empirique et la spécification du modèle permettant de tester l'hypothèse du biais de productivité pour les pays de la CEDEAO. Elle s'appuie sur un test économétrique de l'existence et de l'ampleur

du biais.

Les données sur lesquelles est testée l'hypothèse du biais sont issues des Penn World Tables (PWT10.0). Il s'agit précisément du taux de change réel, la production et la population. La productivité est ainsi proxysée par la production par tête. Le taux de change rapporte la monnaie des pays du panel à celle du dollar américain et la productivité est rapportée à celle des Etats-Unis concernant tous les pays de la CEDEAO. Ainsi, le différentiel de productivité et de taux de change est examiné vis-à-vis des Etats-Unis, démarche commune dans la littérature.

La démarche se base sur les tests de cointégration de Pesaran et al (2001). On forme ainsi une relation de long terme entre le logarithme du taux de change effectif réel et le logarithme de la productivité nationale par rapport à celle des Etats-Unis. La relation est donnée par la suivante :

$$TER_t = a_0 + a_1 * PROD_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$TER_t$  est le taux de change réel exprimé par  $TER_t = (P_i/P_{US})/r_i$  où  $P_i$  est le niveau des prix dans le pays  $i$ ,  $P_{US}$  le niveau des prix aux Etats-Unis et  $r_i$  est le taux de change d'équilibre défini par le nombre d'unité monétaire de la monnaie du pays  $i$  pour une unité de dollars.  $PROD_t$  est la productivité du pays  $i$  rapportée à la productivité des Etats-Unis comme suit :  $PROD_{it} = \frac{PRODT_{it}}{PRODT_{US,t}}$ . Et enfin,  $\epsilon_t$  représente le terme d'erreur classique et  $t$  la période considérée. Le coefficient  $a_1$  est supposé être positif si l'augmentation de la productivité génère une appréciation des prix.

L'Equation (1) de long terme doit inclure le mécanisme d'ajustement de court terme. Ainsi, l'approche de cointégration définie par Engel et Granger (1968) est définie par la relation :

$$\Delta TER_{t,j} = b_0 + \sum_{i=1}^p b_{1i} \Delta TER_{t-i} + \sum_{i=0}^q b_{2i} \Delta PROD_{t-i} + \gamma \epsilon_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

$\Delta$  représente une variation,  $\gamma$  le paramètre de vitesse d'ajustement et  $\epsilon_{t-1}$  est le terme d'erreur retardé d'une période.

D'abord, l'équation (1) de long terme est estimée, à l'issue de laquelle, l'erreur retardée, estimée, est insérée dans l'équation (2) pour ensuite estimer cette dernière équation.

La méthode de cointégration utilisée par Engel et Granger (1968) requiert que toutes les variables en jeu soient cointégrées d'ordre 1 ou I(1) et qu'il existe une combinaison linéaire des variables (le terme d'erreur) stationnaire, c'est-à-dire cointégré d'ordre 0 ou I(0). Plus généralement, elle suppose que les variables soient cointégrées d'ordre  $p$  et que le terme d'erreur soit cointégré d'ordre  $q$  inférieur à  $p$ .

Ces conditions peuvent paraître strictes et parfois difficiles à obtenir. En conséquence, une approche alternative a été proposée par Pesaran et al. (2001). Cette approche de cointégration utilise un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag), modèle autoregressif à retard échelonné, pour conduire le test de cointégration. Elle combine la méthode à deux étapes de Engel et Granger (1987) en une étape en substituant à  $\epsilon_{t-1}$  de l'équation de court terme son équivalent dans l'équation de long terme. Ainsi, la relation de cointégration est donnée par :

$$\Delta TER_{t,j} = c_0 + \sum_{i=1}^{m_1} c_{1i} \Delta TER_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_2} c_{2i} \Delta PROD_{t-i} + c_3 TER_{t-1} + c_4 TER_{t-1} + c_5 t + c_6 + \nu_t \quad (3)$$

En déterminant un  $m_1$  et  $m_2$  approprié utilisant souvent les critères d'information (AIC, BIC, etc.), l'équation (3) est estimée après avoir prouvé l'existence d'une relation de long terme entre les variables. L'approche de cointégration de Pesaran et al. (2001) fournit aussi un Modèle à Correction d'Erreur (MCE) correspondant à l'équation (1) intégrant ainsi le paramètre de vitesse d'ajustement entre la variable dépendante et les variables indépendantes. Pour obtenir la représentation MCE, on remplace les variables retardées de l'équation (3) par  $CE_{t-1}$ . Ainsi, la représentation à correction d'erreur du modèle (3) est donnée par :

$$\Delta TER_{t,j} = c_0 + \sum_{i=1}^{m_1} c_{1i} \Delta TER_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_2} c_{2i} \Delta PROD_{t-i} + \gamma CE_{t-1} + c_3 t + c_4 + \omega_t \quad (4)$$

La significativité négative de  $\lambda$  représente non seulement la vitesse d'ajustement mais aussi, constitue un moyen alternatif de vérifier l'existence d'une relation de cointégration.

Les avantages de l'approche de cointégration de Pesaran et al. (2001) résident dans sa capacité à établir une relation de cointégration entre des variables soient toutes I(1), soient toutes I(0) ou que certaines variables soient I(1) et d'autres I(0). L'approche ARDL de la cointégration requiert deux étapes pour estimer la relation de long terme. D'abord, il s'agit de déterminer les retards optimaux  $m_1$  et  $m_2$ . Ensuite, il sera question de tester la significativité de  $c_3$  et  $c_4$  de l'équation (3) ou de  $\gamma$  de l'équation (4). La significativité des premiers paramètres est testée à l'aide d'un test de Fisher d'hypothèse nulle  $H_0 : c_3 = c_4 = 0$  contre  $H_1 : c_3 \neq 0$  ou  $c_4 \neq 0$

La statistique de Fisher ainsi obtenue possède une distribution non-standard. C'est pourquoi Pesaran et al. (2001) ont calculé deux valeurs seuils critiques inférieur et supérieur pour un seuil donné de significativité en présence ou non d'une tendance. Le premier seuil critique suppose que toutes les variables soient I(0) et le deuxième seuil critique suppose que toutes les variables soient I(1). La règle de décision est telle que si la statistique de test  $F$  est inférieure au seuil critique

inférieur, on conclue à l'absence d'une relation de cointégration entre les deux séries. Si  $F$  est supérieure au seuil critique supérieur, on conclue à l'existence d'une relation de cointégration entre les deux séries. Enfin, si la statistique de test  $F$  est comprise entre les deux seuils critiques, on ne peut pas conclure.

Le procédé de test de Pesaran et al. (2001) est considéré comme un pré-test de la cointégration des séries. En effet, ces tests sont très sensibles aux spécifications du retard optimal. Ainsi, il y a un risque d'échouer un test découlant d'une mauvaise sélection du retard ou retard non optimal ou encore une mauvaise sélection du critère d'information. C'est ainsi que, certains tests de cointégration sont basés sur l'approche de Banerjee et al. (1998) et Kremers et al. (1992) qui ont prouvé qu'une estimation significative de  $\gamma$  est une alternative pour prouver l'existence d'une relation de cointégration entre deux séries.

### 3 Résultats

Les résultats issus des tests montrent l'inexistence d'une relation de long terme entre le taux de change réel et la productivité pour des pays tels que le Sénégal, la Côte d'Ivoire, la Gambie, le Liberia et le Cap-Vert. Ainsi, l'existence d'une relation de long terme n'est vérifiée que pour 10 pays sur les 15 que compte la CEDEAO. En conséquence, ces pays vérifient l'hypothèse de la Parité de Pouvoir d'Achat qui stipule l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre le taux de change et l'indice des prix relatifs. Cependant, même si certains pays vérifient cette dernière hypothèse, ce n'est pas le cas en ce qui concerne l'hypothèse du biais de productivité. En effet, aucun des pays n'a soutenu un effet significatif positif de la productivité sur le taux de change réel. Des pays comme le Burkina Faso, le Nigeria et le Mali ont des effets positifs de la productivité sur le taux de change réel, mais ces effets ne sont pas significatifs. Par contre, des pays comme le Bénin, la Guinée et la Guinée-Bissau enregistrent des effets négatifs et significatifs de la productivité sur le taux de change réel. Ainsi, pour le Bénin et la Guinée, une augmentation de la productivité relative de 1% entraîne une dépréciation du taux de change réel à long terme de 1,24% et 1,64% respectivement. Pour le cas de la Guinée-Bissau, une augmentation de 1% de la productivité relative équivaut à une diminution du taux de change réel de 0,86%.

### Conclusion

L'objectif de cet article était de déterminer l'impact de l'augmentation de la productivité sur le taux de change réel dans les pays de la CEDEAO par l'étude de l'hypothèse du biais de productivité. Emanant de Balassa et Samuelson (1964), qui ont conclu que plus un pays connaît une augmentation de sa productivité relative, plus il connaît une appréciation réelle de son taux de change, l'hypothèse du biais de productivité est l'une des théories économiques les plus utilisées pour examiner la relation de long terme des taux de change réels.

Cependant, les résultats obtenus ne sont pas toujours conformes aux attentes, ce qui traduirait que l'effet Balassa et Samuelson (1964) n'expliquait qu'une partie de l'appréciation du taux de change réel. Le présent article comporte deux contributions principales :

- Rejet de l'hypothèse de la Parité de Pouvoir d'Achat qui stipule l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre le taux de change réel et l'indice des prix relatifs au Sénégal, en Côte d'Ivoire, en Gambie, au Liberia et au Cap-Vert.
- Vérification de l'hypothèse de la Parité de Pouvoir d'Achat qui stipule l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre le taux de change réel et l'indice des prix relatifs pour les 10 pays restants.

En outre, aucun de ces 10 pays n'a soutenu un effet significatif positif de la productivité sur le taux de change réel. Le Burkina Faso, le Nigeria et le Mali ont des effets positifs et non significatifs de la productivité sur le taux de change réel ; par contre, le Bénin, la Guinée et la Guinée-Bissau enregistrent des effets négatifs et significatifs de la productivité sur le taux de change réel.

Ces principaux résultats suggèrent que l'effet de la productivité sur les taux de change réels n'est pas uniforme d'un pays à l'autre dans l'espace CEDEAO. Les raisons qui sous-tendent cela sont que soient les principales hypothèses qui composent l'hypothèse du biais de productivité ne sont pas toutes vérifiées avec la même intensité dans tous les pays, soient d'autres déterminants des échanges réels à long terme doivent être pris en compte. Ce dernier cas est nécessaire notamment dans les pays pour lesquels aucune relation de long terme n'a pu être décelée. Par conséquent, les autorités devraient prendre en considération d'autres facteurs explicatifs des fluctuations du taux de change réel, tel que la stabilité politique, les performances macroéconomiques et commerciales.

**TABLE 1.** Résultats des régressions

	Benin	Burkina Faso	Nigeria	Ghana	Guinea	Mali	Niger	Sierra Leone	Togo	Guinea-Bissau
<b>ADJ</b>										
L.logTER	-0.242386** (-2.79)	-0.0973556* (-2.08)	-0.0814859* (-2.16)	-0.224160* (-2.67)	-0.0529442*** (-3.89)	-0.0967372* (-2.34)	-0.0793885* (-2.13)	-0.173237* (-2.39)	-0.266429** (-2.75)	-0.273994** (-3.45)
<b>LR</b>										
L.logPROD	-1.240713** (-3.10)	0.988503 (1.81)	0.0906547 (0.25)	-0.474505 (-1.20)	-1.647468** (-3.09)	0.151883 (0.40)	-1.741224 (-1.55)	-1.173793 (-1.58)	-0.0595866 (-0.12)	-0.859988* (-2.30)
Year	0.0468028*** (7.80)							0.0191190* (2.17)	0.0281080*** (5.19)	
Constant		-1.010148*** (-4.34)	-0.521627 (-1.79)			-0.866031** (-3.11)	-1.393860** (-3.36)			-1.090770*** (-14.72)
<b>SR</b>										
D.logPROD	-0.300732* (-2.32)	0.0962363 (1.27)	-0.180459 (-1.67)	-0.106365 (-1.21)	-0.0872238 (-1.90)	-0.277012 (-1.81)	-0.138233 (-1.14)	-0.203344 (-1.75)	-0.0158756 (-0.12)	-0.235631* (-2.10)
LD.logPROD						-0.263873 (-1.76)				
LD.logTER		0.193327 (1.43)			0.110046 (0.93)					0.241714 (1.81)
L2D.logTER					-0.476810*** (-3.99)					0.101580 (0.74)
L3D.logTER										0.274071 (2.00)
Year				0.00617619* (2.31)						
Constant	-22.93733* (-2.51)			-12.52691* (-2.32)				-6.893682 (-1.82)	-15.18277* (-2.22)	
Observations	55	54	55	55	53	54	55	55	55	52
R <sup>2</sup>	0.153	0.106	0.136	0.133	0.429	0.225	0.084	0.128	0.132	0.239

*t* statistics in parentheses

Source : Base PWT10.0, calcul des auteurs

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

## Annexe

Table2 : statistiques de test

	Bénin	Burkina Faso	Nigéria	Ghana	Guinée
t	-2.785117	-2.0768599	-2.1561509	-2.6653258	-3.8928219
F	3.065294	2.020682	2.4070197	3.7545657	12.78338
	Mali	Niger	Sierra Leone	Togo	Guinée-Bissau
t	-2.3394925	-2.1321859	-2.3911325	-2.7525208	-3.4535759
F	4.5592384	3.1567801	2.500565	2.5927996	4.1372615

Table3 : Valeurs critiques de Pesaran et al

Bénin								
	10% :I(0)	10% :I(1)	5% :I(0)	5% :I(1)	1% :I(0)	1% :I(1)	p-value :I(0)	p-value :I(1)
F	4.1983304	4.676385	4.9620439	5.4864991	6.6971585	7.3038936	.2650365	.35393825
t	-3.1641984	-3.4558656	-3.4777176	-3.7840852	-4.1019087	-4.4299382	.20592579	.30823698
Burkina Faso								
F	3.1265514	3.6301383	3.7894973	4.3439446	5.3193859	5.9640057	.30355807	.42178869
t	-2.5804231	-2.942142	-2.8991829	-3.2763177	-3.5306006	-3.9295544	.24820079	.38049389
Nigeria								
F	3.1239715	3.6266425	3.7850318	4.3381654	5.3089993	5.9512454	.20797043	.3062474
t	-2.5800769	-2.9417451	-2.8982474	-3.2752401	-3.5280534	-3.9266629	.21867613	.34669967
Ghana								
F	5.7708257	6.4996808	6.9031218	7.7093184	9.4814377	10.433978	.31718956	.41313108
t	-3.1641984	-3.4558656	-3.4777176	-3.7840852	-4.1019087	-4.4299382	.25151446	.36081819
Guinea								
F	2.4930157	3.3388844	3.2545909	4.2214927	5.0883076	6.2808033	0	0
t	-1.6135469	-2.2784951	-1.953163	-2.6266146	-2.6174072	-3.297057	.00020815	.00182192
Mali								
F	3.1150291	3.6314873	3.7783085	4.3487494	5.3123062	5.9815103	.02199807	.04069471
t	-2.5729053	-2.9337761	-2.8932003	-3.2696476	-3.5284484	-3.9270465	.15672357	.26839178
Niger								
F	3.1353797	3.62545	3.7961589	4.3336558	5.3162416	5.9345071	.09780547	.15613248
t	-2.5874753	-2.9500702	-2.9041553	-3.2819175	-3.5302499	-3.9293148	.23083621	.36246421
Sierra Leone								
F	4.1983304	4.676385	4.9620439	5.4864991	6.6971585	7.3038936	.41144467	.5149831
t	-3.1641984	-3.4558656	-3.4777176	-3.7840852	-4.1019087	-4.4299382	.37655431	.4917465
Togo								
F	4.1983304	4.676385	4.9620439	5.4864991	6.6971585	7.3038936	.38412269	.486155
t	-3.1641984	-3.4558656	-3.4777176	-3.7840852	-4.1019087	-4.4299382	.21774509	.32217624
Guinea-Bissau								
F	3.1086037	3.6410773	3.7765122	4.3673399	5.328397	6.0300135	.03433723	.0623618
t	-2.5656354	-2.9260912	-2.8889218	-3.2653329	-3.5319817	-3.931409	.01234637	.03275054

Table4 : Tests de Dickey Fuller Augmenté

variables	Test I(0)				test I(1)			
	statistique de test	VC_1%	VC_5%	VC_10%	statistique de test	VC_1%	VC_5%	VC_10%
Senegal								
logPROD	-2.1620093	-4.139	-3.495	-3.177	-6.6328823	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-1.7149439	-2.618	-1.95	-1.61	-6.428321	-2.6184	-1.95	-1.61
Bénin								
logPROD	-1.1868527	-2.618	-1.95	-1.61	-8.5094205	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.386671	-2.618	-1.95	-1.61				
Côte d'Ivoire								
logPROD	-.1029724	-2.618	-1.95	-1.61	-9.5771566	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.2773619	-2.618	-1.95	-1.61				
Burkina Faso								
logPROD	-1.1338065	-2.618	-1.95	-1.61	-9.1730863	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.0541278	-2.618	-1.95	-1.61	-5.9024113	-2.6184	-1.95	-1.61
Nigeria								
logPROD	-.6488847	-2.618	-1.95	-1.61	-4.5717997	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.2133754	-2.618	-1.95	-1.61				
Ghana								
logPROD	-1.9710099	-3.573	-2.926	-2.598	-6.9900262	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.0289312	-2.618	-1.95	-1.61				
Cap-Vert								
logPROD	.60064555	-2.618	-1.95	-1.61				
logTER	-2.1370563	-2.618	-1.95	-1.61				
Gambie								
logPROD	-1.1039895	-4.139	-3.495	-3.177	-7.2950997	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.0612748	-2.618	-1.95	-1.61	-4.4008441	-2.6184	-1.95	-1.61
Guinée								
logPROD	-1.503543	-2.618	-1.95	-1.61	-8.6917495	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-3.6233306	-2.618	-1.95	-1.61				
Libéria								
logPROD	-1.1173973	-2.618	-1.95	-1.61	-6.7147466	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-1.8506146	-2.618	-1.95	-1.61	-7.2015284	-2.6184	-1.95	-1.61
Mali								
logPROD	-2.3933022	-4.139	-3.495	-3.177	-8.4543074	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.5426065	-2.618	-1.95	-1.61				
Niger								
logPROD	-2.4388773	-3.573	-2.926	-2.598	-7.9901675	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.7251512	-2.618	-1.95	-1.61				
Sierra Leone								
logPROD	-1.516807	-2.618	-1.95	-1.61	-7.2301516	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-1.0146591	-2.618	-1.95	-1.61	-7.5705436	-2.6184	-1.95	-1.61
Togo								
logPROD	.68293867	-2.618	-1.95	-1.61	-7.9725776	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-2.7766136	-4.139	-3.495	-3.177	-7.9117201	-2.6184	-1.95	-1.61
Guinée-Bissau								
logPROD	-1.8994304	-2.618	-1.95	-1.61	-10.18927	-2.6184	-1.95	-1.61
logTER	-.6789952	-2.618	-1.95	-1.61	-6.3697133	-2.6184	-1.95	-1.61



## Références

- Ahmad, S. (1996). Regression Estimates of Per Capita Gdp Based on Purchasing Power Parities. <https://doi.org/10.1016/b978-0-444-82144-7.50019-3>
- Ali, S. Z., Anwar, S., & Valadkhani, A. (2012). Macroeconomic consequences of increased productivity in less developed economies. *Economic Modelling*, 29(3), 621-631. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.11.005>
- Alper, A. M., & Civcir, I. (2012). Can overvaluation prelude to crisis and harm growth in Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 34(1), 112-131. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2011.08.023>
- Anwar, S. Z., & Ali, S. Z. (2015). Productivity bias hypothesis : evidence from South Asia. *Applied Economics Letters*, 22(17), 1389. <https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1034832>
- Bahmani-Oskooee, M., & Niroomand, F. (1996). A Reexamination of Balassa's Productivity Bias Hypothesis. *Economic Development and Cultural Change*. In [journals.uchicago.edu](http://journals.uchicago.edu) (Vol. 45). Consulté à l'adresse [https://aquila.usm.edu/fac\\_pubs/5697](https://aquila.usm.edu/fac_pubs/5697)
- Bahmani-Oskooee, M., & Gelan, A. (2006). Black market exchange rate and the productivity bias hypothesis. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2005.09.016>
- Bahmani-Oskooee, M., & Miteza, I. (2004). Panel cointegration and productivity bias hypothesis. *Journal of Economic Studies*, Vol. 31, p. 448-456. <https://doi.org/10.1108/01443580410555546>
- Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, A. (2001). Panel data and productivity bias hypothesis. *Economic Development and Cultural Change*, 49(2), 395-402. <https://doi.org/10.1086/452508>
- Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, A. B. M. (2004). ARDL approach to test the productivity bias hypothesis. *Review of Development Economics*, 8(3), 483-488. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2004.00247.x>
- Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, A. B. M. (2005). Productivity bias hypothesis and the purchasing power parity : A review article. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, p. 671-696. <https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2005.00261.x>
- Bahmani-Oskooee, M., & Niroomand, F. (1996). A reexamination of Balassa's productivity bias hypothesis. *Economic Development and Cultural Change*, 45(1), 195-204. <https://doi.org/10.1086/452263>
- Bahmani-Oskooee, M., & Noura, R. (2021). The nonlinear ARDL approach and productivity bias hypothesis : Evidence from 68 countries. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 80, 80-89. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.02.001>
- Bahmani-Oskooee, M., & Rhee, H. J. (1996). Time-series support for balassa's productivity-bias hypothesis : Evidence from Korea. *Review of International Economics*, 4(3), 364-370. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.1996.tb00110.x>
- Bahmani-Oskooee, M., and, R. N.-T. Q. R. of E., & 2021, undefined. (2001). The nonlinear ARDL approach and productivity bias hypothesis : Evidence from 68 countries. Elsevier. Consulté à l'adresse <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1062976921000247>
- Bahmani-Oskooee, M., development, A. N.-R. of, & 2004, undefined. (2004). ARDL approach to test the productivity bias hypothesis. Wiley Online Library. Consulté à l'adresse <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-9361.2004.00247.x>
- Bahmani-Oskooee, M., Economic, A. N.-J. of, & 2005, undefined. (2005). Productivity bias hypothesis and the purchasing power parity : a review article. Wiley Online Library. Consulté à l'adresse <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.0950-0804.2005.00261.x>
- Bahmani-Oskooee, M., Hegerty, S. W., & Kutan, A. M. (2009). Is PPP sensitive to time-varying trade weights in constructing real effective exchange rates ? *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(3), 1001-1008. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2008.09.001>
- Bahmani-Oskooee, M., International, H. R.-R. of, & 1996, undefined. (1996). Time-Series Support for Balassa's Productivity-Bias Hypothesis : Evidence from Korea. Wiley Online Library. Consulté à l'adresse <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-9396.1996.tb00110.x>
- Bahmani-Oskooee, M., Studies, I. M.-J. of E., & 2004, undefined. (2004). Panel cointegration and productivity bias hypothesis. emerald.com. Consulté à l'adresse <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/01443580410555546/full/html>
- Bulletin, S. G.-E., & 2013, undefined. (2013). Productivity bias hypothesis : the case of South Asia. [ideas.repec.org](http://ideas.repec.org). Consulté à l'adresse <https://ideas.repec.org/a/ebl/ecbull/eb-13-00406.html>
- Clements, K. W., & Gao, G. (2012). Quality, quantity, spending and prices. *European Economic Review*, 56(7), 1376-1391. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2012.06.006>
- Clements, K., Lan, Y., & Roberts, J. (2008). Exchange-rate economics for the resources sector. *Resources Policy*, 33(2), 102-117. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2007.12.003>
- Coudert, Virginie. (2004). Comment mesurer l'effet Balassa-Samuelson dans les pays d'Europe centrale et orientale ?. *Bulletin de la Banque de France*. 27-48.
- Dada, J. T., Olomola, P. A., & Ajide, F. M. (2020). Productivity bias hypothesis : new evidence from parallel market exchange rate. *doisrpska.nub.rs*, 8(1). <https://doi.org/10.2478/eoik-2020-0003>
- Dergisi, G. V.-S. E. A., & 2020, undefined. (2020). Examining the productivity bias hypothesis for next 11 countries. [dergipark.org.tr](http://dergipark.org.tr). Consulté à l'adresse <https://dergipark.org.tr/en/pub/susead/issue/57578/663138>
- Dibooğlu, S. (1996). Real disturbances, relative prices and purchasing power parity. *Journal of Macroeconomics*, 18(1), 69-87. [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(96\)80004-8](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(96)80004-8)

Economics, B. É.-E. E., & 2002, undefined. (2002). Does the Productivity-Bias Hypothesis Hold in the Transition? Evidence from Five CEE Economies in the 1990s. Taylor & Francis.

Consulté à l'adresse <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00128775.2002.11041014>

Égert, B. (2002). Does the productivity-bias hypothesis hold in the transition? *Eastern European Economics*, 40(2), 5-37. <https://doi.org/10.1080/00128775.2002.11041014>

Ericsson, J., & Irandoust, M. (2004). The productivity-bias hypothesis and the PPP theorem : New evidence from panel vector autoregressive models. *Japan and the World Economy*, 16(2), 121-138. [https://doi.org/10.1016/S0922-1425\(03\)00015-X](https://doi.org/10.1016/S0922-1425(03)00015-X)

Genberg, H. (1978). Purchasing power parity under fixed and flexible exchange rates. *Journal of International Economics*, 8(2), 247-276. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90023-5)

Genius, M., & Tzouvelekas, V. (2008). The Balassa-Samuelson Productivity Bias Hypothesis : Further Evidence Using Panel Data. In *ageconsearch.umn.edu* (Vol. 9).

Consulté à l'adresse [https://ageconsearch.umn.edu/record/178234/files/9\\_2\\_3.pdf](https://ageconsearch.umn.edu/record/178234/files/9_2_3.pdf)

Halicioglu, F., & Ketenci, N. (2018). Testing the productivity bias hypothesis in Middle East countries. *Journal of Economic Studies*, 45(5), 922-931. <https://doi.org/10.1108/JES-04-2017-0104>

Kawai, M., & Ohara, H. (1997). Nonstationarity of real exchange rates in the G7 countries : Are they cointegrated with real variables? *Journal of the Japanese and International Economies*, 11(4), 523-547. <https://doi.org/10.1006/jjie.1997.0396>

Kyklos, M. B.-, & 1992, undefined. (1992). A Time-Series Approach to Test the Productivity Bias Hypothesis in Purchasing Power Parity. *ideas.repec.org*. Consulté à l'adresse <https://ideas.repec.org/a/bla/kyklos/v45y1992i2p227-236.html>

Lee, C. C., & Chang, C. P. (2009). FDI, financial development, and economic growth : international evidence. *Journal of Applied Economics*, 12(2), 249-271. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(09\)60015-5](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(09)60015-5)

M. B.-O.-... D. and C., & 2001, undefined. (2001). Panel data and productivity bias hypothesis. *journals.uchicago.edu*. Consulté à l'adresse <https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/452508>

Manzur, M. (1990). An international comparison of prices and exchange rates : a new test of purchasing power parity. *Journal of International Money and Finance*, 9(1), 75-91. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(90\)90006-L](https://doi.org/10.1016/0261-5606(90)90006-L)

Officer, L. H. (1976). The Productivity Bias in Purchasing Power Parity : An Econometric Investigation (Le biais de la productivite dans la parite des pouvoirs d'achat : etude econometrique) (El sesgo de productividad en la paridad del poder adquisitivo : Una investigacion econometrica). *Staff Papers - International Monetary Fund*, 23(3), 545. <https://doi.org/10.2307/3866641>

Ong, L. L. (1997). Burgernomics : The economics of the Big Mac standard. *Journal of International Money and Finance*, 16(6), 865-878. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(97\)00032-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(97)00032-6)

Papers, L. O.-S., & 1976, undefined. (1976). The productivity bias in purchasing power parity : An econometric investigation. Springer. Consulté à l'adresse <https://link.springer.com/article/10.2307/3866641>

Restructuring, M. I.-E. C. and, & 2017, undefined. (2007). Symmetry, proportionality and productivity bias hypothesis : evidence from panel-VAR models. Springer. Consulté à l'adresse <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007/s10644-016-9185-y.pdf>

Vural, G. (2019). Testing the productivity bias hypothesis for Brazil. *PressAcademia Procedia-PAP*, 10, 69-72. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2019.1145>