

## **Effet redistributif de la mobilisation des recettes fiscales dans les pays de l'UEMOA**

**Aïchatou MOURFOU**

Email : aichatoumourfou@yahoo.fr

Département d'économie, CEDRES,  
Université Thomas Sankara

**Idrissa Mohammed OUEDRAOGO**

Email : idriss\_mo@yahoo.fr

Ecole doctorale,  
Université Aube Nouvelle

**Résumé** : L'objectif de cette étude est d'analyser l'effet des différents types de recettes fiscales (la pression fiscale totale, la pression fiscale directe, la pression fiscale domestique indirecte et la pression fiscale commerciale) sur les inégalités de revenus dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) de 1996-2015. En utilisant les doubles moindres carrées (2SLS), les estimations indiquent qu'une hausse du niveau des recettes fiscales totales ainsi que des recettes fiscales directes permettent une réduction significative des inégalités de revenus. Cependant, les recettes fiscales domestiques indirectes et les recettes fiscales commerciales sont neutres dans la répartition des revenus. L'implication de politique économique qui se dégage est que la mobilisation des recettes fiscales peut être utilisée comme un instrument pour lutter contre les inégalités de revenus dans la zone UEMOA.

**Mots clés** : Structure fiscale – Inégalités de revenus – UEMOA

### ***Redistributive effect of tax revenue mobilization in WAEMU countries***

**Summary** : *The objective of this study is to analyze the effect of different types of tax revenue (total tax pressure, direct tax pressure, indirect domestic tax pressure and commercial tax pressure) on income inequality in the countries of the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) from 1996-2015. Using double least squares (2SLS), the estimates indicate that an increase in the level of total tax revenue as well as direct tax revenue allows a significant reduction in income inequality. However, indirect domestic tax revenue and commercial tax revenue are neutral in the distribution of income. The economic policy implication that emerges is that tax revenue mobilization can be used as an instrument to address income inequality in the WAEMU zone.*

**Keywords**: *Tax structure – Income inequalities – WAEMU*

**JEL Classification** : E62 – H12 – H23

*Received for publication: 20221205.*

*Final revision accepted for publication: 20230612.*

## 1. Introduction

Selon l'approche keynésienne, l'impôt, en plus d'être un mode normal de financement public est l'expression de l'intervention étatique qui consiste à intégrer la politique budgétaire dans une vision de la régulation de l'activité économique. C'est pourquoi les États utilisent la fiscalité comme une arme contre les inégalités de revenus.

En effet, le niveau de recettes fiscales collectées et la structure fiscale sont utilisés comme moyens de redistribution des revenus dans les pays. C'est dans ce sens que des travaux se sont intéressés à l'analyse de l'effet des différents types de recettes fiscales sur la répartition des revenus (Chu, Davoodi, et Gupta, 2000 ; Cubero et Vladkova, 2010 ; Dao et Godbout, 2014). Les résultats de ces travaux indiquent que les systèmes fiscaux dominés par les impôts directs sont progressifs et donc, sont favorables à une réduction des inégalités de revenus. A l'opposé, les systèmes fiscaux dominés par les impôts indirects sont régressifs et donc, favorisent les inégalités de revenus.

En utilisant les doubles moindres carrées (2SLS) comme technique d'estimation, cet article examine l'effet des différents types de recettes fiscales (la pression fiscale totale, la pression fiscale directe, la pression fiscale domestique indirecte et la pression fiscale commerciale) sur les inégalités de revenus dans les pays de l'UEMOA<sup>1</sup> de 1996-2015. A partir de la littérature, il est supposé que les recettes fiscales directs permettent la réduction des inégalités de revenus, tandis que la fiscalité indirecte détériore la répartition des revenus.

Il faut noter que, ces dernières années, les pays de l'UEMOA sont dans un processus de transition fiscale, qui consiste à une mobilisation accrue des recettes fiscales internes (directes et indirectes). Ainsi, d'un point de vue empirique, cette recherche apporte une contribution pertinente à la littérature relative à l'effet redistributif de la politique fiscale des pays de l'UEMOA.

Le reste de cet article est organisé de la manière suivante. Nous présentons d'abord une synthèse de la littérature, ensuite la méthodologie, puis les résultats et leur interprétation, et enfin la conclusion.

## 2. Littérature sur les effets redistributifs des recettes fiscales

La théorie de l'incidence fiscale rend compte des effets redistributifs de la mobilisation des recettes fiscales (Dischamps, 1960 ; Harberger, 1962 ; Mieszkowski, 1969 ; Bird et De Wulf, 1973). Cette théorie stipule que, l'effet redistributif de la politique fiscale d'un pays est fonction de la progressivité de son système fiscal.

Selon cette théorie, les impôts directs sont progressifs et donc préconisés pour réduire les inégalités de revenus et de patrimoine, contrairement aux impôts indirects qui sont régressifs (Mirrlees, 1971 ; Fei, 1981 ; Moyes, 1988). Un impôt progressif est un impôt dont le taux est plus élevé pour les plus riches et moins élevé pour les plus modestes. Un système fiscal progressif réduit les inégalités, dans le sens où les écarts de revenus sont

---

<sup>1</sup> Bénin, Burkina-Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal, et Togo.

plus faibles après impôts qu'avant impôts. Etant donné que les inégalités sont (ou en partie) en dehors de la responsabilité des individus (par exemple, on ne choisit pas ses origines sociales), un système progressif est généralement perçu comme plus juste. Un impôt régressif est un impôt dont le taux est plus élevé pour les plus modestes et moins élevé pour les plus riches. Un système fiscal régressif accroît les inégalités, dans la mesure où les écarts de revenus sont plus élevés après impôts qu'avant impôts. L'impôt régressif n'est pas à confondre avec l'impôt dégressif qui est une forme particulière de la progressivité : au lieu de taxer plus que proportionnellement les hauts revenus, on taxe moins que proportionnellement les faibles revenus.

Sur le plan empirique, la majorité des travaux confirme la théorie mais quelque fois avec des divergences.

Gemmell et Morrissey (2005), sur un ensemble de six (06) pays africains de 1960 à 1990, découvrent que l'impôt sur le revenu des particuliers est progressif, l'impôt sur les sociétés a un effet en forme de U (régressif puis progressif), les impôts fonciers, les taxes indirectes et les taxes à l'exportation sont régressives. Ils constatent que globalement, les systèmes fiscaux sont régressifs lorsque les revenus sont faibles. Dans le même ordre d'idées, Bird et Zolt (2005) trouvent que l'effet progressif des impôts sur les revenus est très faible dans les pays en développement. Les travaux de Peter, Buttrick, et Duncan (2009) sur un panel de 189 pays de 1981 à 2005 corroborent ces résultats : dans les pays à revenus élevés, il y'a une forte relation positive entre les taux d'imposition et la collecte des impôts sur le revenu, à l'opposé des pays en développement (les pays à faibles revenus) où cette relation est très faible. Egalement, en comparant les systèmes fiscaux d'Amérique latine et d'Europe occidentale, Goni, Lopez, et Serven (2011) mentionnent que, l'effet redistributif du système fiscal est très important en Europe et très faible en Amérique latine.

Conformément à la théorie, Duncan et Peter, (2008) observent la progressivité structurelle des systèmes nationaux d'imposition du revenu de plusieurs pays pour la période 1981-2005. Ils remarquent que la progressivité structurelle accrue de la structure de l'impôt sur le revenu réduit l'inégalité de revenu observée et que cet effet dépend du type d'environnement redistributif. Encore, ils confient que la progressivité structurelle a un effet différentiel sur l'inégalité de revenus observée par rapport à l'inégalité de revenus réelle, et que la différence entre ces deux effets est positivement liée à la propagation de la fraude fiscale dans l'économie. Suivant Paulus et al. (2009), les impôts sur le revenu et les cotisations sociales permettent une réduction des inégalités de revenus mais l'effet des cotisations sociales est faible. Leurs résultats se fondent sur l'examen du système fiscal de 19 pays européens de l'année 2000 grâce au modèle EUROMOD. Ce dernier est un modèle européen de micro simulation des avantages fiscaux, qui simule les taxes et les avantages pour des échantillons représentatifs de micro données relatives aux ménages.

Egalement, Cubero et Vladkova (2010) indiquent que, dans les pays d'Amérique Central sur la période 1995-2008, une hausse des impôts sur le revenu engendre une réduction des inégalités, toutefois, une augmentation de la TVA, des taxes sur les ventes, des accises et des taxes commerciales internationales entraîne une répartition inégale des revenus. Joumard, Pisu, et Bloch (2012) prouvent que dans les pays de l'OCDE, les

impôts sur le revenu sont les plus progressifs ; tandis que la consommation et les taxes foncières sont les plus régressives. Encore, sur un ensemble de 150 pays de 1970-2009, Martinez-Vazquez, Vulovic et Dodson (2012) déterminent que l'impôt sur le revenu personnel et l'impôt sur le revenu des sociétés réduisent les inégalités, contrairement aux taxes à la consommation, les accises, les droits de douane qui augmentent les inégalités. Woo et al. (2013) attestent ces résultats sur un échantillon de 48 économies de marché avancées et émergentes au cours de la période 1980-2010. De surcroît, ils notent qu'une augmentation du ratio des impôts directs sur les impôts indirects est négativement associé à une inégalité de revenus.

Dans la même veine, sur la période 2009-201, Cabrera et al. (2015) constatent que, bien que les impôts directs soient progressifs, leur effet redistributif est négligeable en raison de leur faiblesse. Les impôts indirects, notamment ceux sur la consommation, sont plutôt régressifs. En fait, dans le cas du Guatemala, la régressivité des impôts indirects l'emporte sur la progressivité des impôts directs, de sorte que la politique fiscale en tant que telle n'affecte pas les inégalités de revenus. Pour Ragot (2017), la croissance des inégalités de revenus aux États-Unis au cours des 30 dernières années est dû à une réduction de la progressivité de la fiscalité sur le capital. Ciminelli et al. (2018) analysent les effets de la composition fiscale sur les inégalités de revenus dans 16 pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) à l'aide de données de panel couvrant la période 1978-2012. Leurs résultats montrent que les impôts indirects réduisent davantage les inégalités de revenus que les impôts directs. Dans leur étude sur les pays de l'Afrique Subsaharienne, Ouédraogo et al. (2022) trouvent les recettes totales, les recettes fiscales totales hors ressources, les impôts directs et les impôts indirects augmentent les inégalités de revenus dans la région. Par conséquent, le revenu total et ses composantes directes et indirectes creusent l'inégalité des revenus en ASS.

Par ailleurs, les effets des ajustements budgétaires sur la répartition des revenus ont été aussi abordés dans la littérature. Sur la base d'un échantillon de 53 épisodes d'ajustement survenus dans quinze États membres de l'union européenne entre 1960 et 2000, Mulas-Granados (2005) révèle que les consolidations budgétaires basées sur une augmentation des recettes fiscales directes permettent une réduction des inégalités. A ce sujet, Bastagli, Coady, et Gupta (2012) conseillent aux pays développés et en développement d'améliorer leur capacité à générer des recettes fiscales et à utiliser ces ressources de manière plus efficace et équitable. Particulièrement, il faut élargir l'assiette de l'impôt sur le revenu ainsi que sur la consommation et augmenter l'impôt sur le revenu des sociétés et des particuliers en réduisant les exemptions fiscales et en améliorant le respect des obligations. En abordant dans le même sens, Woo et al. (2013) ainsi que Ball et al. (2013) évoquent que l'assainissement budgétaire, basé sur une fiscalité progressive, des avantages sociaux ciblés et des subventions introduites dans le contexte d'une baisse généralisée des dépenses, a permis une réduction des inégalités dans dix-sept (17) pays de l'OCDE sur la période 1978-2009. Agnello et Sousa (2014) attestent ces résultats. D'après les résultats de Touhami et Fouzia (2018) le système fiscal et de subventions marocain, pris dans l'ensemble, est bien réducteur de l'inégalité. Cependant sa consolidation et son renforcement restent nécessaires car prises une à une les subventions

en question ne sont pas toutes progressives et nécessitent des révisions et réformes profondes.

En somme, la littérature empirique valide la théorie mais, avec des spécificités pays. Malheureusement peu d'études sont faites sur le cas des pays africains, en particulier ceux de l'UEMOA. L'évaluation économétrique de la présente recherche essaie de pallier à cette insuffisance.

### 3. Méthodologie d'analyse

Les modèles d'estimations, la mesure des variables, les signes attendus, la période d'analyse, les sources des données et les techniques d'estimation sont présentés dans cette section.

#### 3.1. Les modèles théoriques et empiriques

Plusieurs travaux (Chu, Davoodi, et Gupta, 2000 ; Mulas-Granados, 2005 ; Paulus and al. 2009) établissent le modèle théorique d'analyse des effets redistributifs en panel comme suit :

$$G_{it} = f(X_{it}, F_{it}) \quad (1)$$

Où  $G_{it}$  est l'indice d'inégalité de Gini du revenu disponible des ménages pour un pays  $i$  à l'année  $t$ ,  $X_{it}$  est vecteur de variables de contrôle,  $F_{it}$  les différentes mesures de recettes fiscales.

En adaptant l'équation (1) dans notre contexte, le modèle empirique pour la présente recherche est :

$$G_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{pibh}_{it} + \alpha_2 \text{educ}_{it} + \alpha_3 \text{inf}_{it} + \alpha_4 \text{wgi}_{it} + \alpha_5 \text{tax}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

avec  $G_{it}$  l'indice d'inégalité de Gini du revenu disponible des ménages pour un pays  $i$  à l'année  $t$  ;  $\text{pibh}$ , le logarithme du PIB par habitant ;  $\text{educ}$ , le taux de scolarisation brut ;  $\text{inf}$ , le taux d'inflation ;  $\text{wgi}$ , l'indice composite de la qualité institutionnelle ;  $\text{tax}$ , une mesure de la pression (taux de pression fiscale globale, taux de pression fiscale directe, taux de pression fiscale indirecte domestique, et taux de pression fiscale commerciale).  $\alpha_0$ , la constante ;  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$ ,  $\alpha_4$ , et  $\alpha_5$ , les coefficients respectives des différentes variables explicatives de l'équation ;  $\varepsilon_{it}$ , les termes d'erreurs.

#### 3.2. Variables et sources de données

Dans la littérature, généralement deux variables sont utilisées comme mesure des inégalités de revenus à savoir : l'indice d'inégalité de Gini du revenu du marché des ménages et l'indice d'inégalité de Gini du revenu disponible des ménages. Dans le cadre de la présente recherche, l'indice d'inégalité de Gini du revenu disponible des ménages est privilégié car il représente mieux l'effet redistributif de la fiscalité : cet indice est calculé sur la base des revenus après impôts et transferts. Aussi, plusieurs auteurs l'ont utilisé dans leurs études (Goni, Lopez, et Serven, 2011 ; Joumard, Pisu, et Bloch, 2012 ; Dao et Godbout, 2014). Il convient de souligner que, suite à la contrainte de disponibilité des données, nos données de l'indice d'inégalité de Gini du revenu disponible des

ménages sont des données multi-imputées standardisées<sup>2</sup>. L'indice varie de 0 à 1, où 0 représente l'égalité parfaite et 1, l'inégalité parfaite.

Les recettes fiscales constituent les variables d'intérêt. D'abord, il y'a le taux de pression fiscale globale qui est égale au rapport entre les recettes fiscales totales (somme des recettes fiscales directes, domestiques indirectes, commerciales et autres taxes) et le PIB, ensuite, le taux de pression fiscale directe qui correspond au rapport entre les recettes fiscales directes (impôts sur le bénéfice et le revenu personnel) et le PIB. Puis, il y'a le taux de pression fiscale indirecte domestique qui est égal au rapport entre les recettes fiscales indirectes domestiques (la TVA et les droits d'accises) et le PIB, enfin le taux de pression fiscale commerciale qui représente le rapport entre les recettes fiscales commerciales (comme les droits de douane) et le PIB. Conformément à la théorie, il est attendu un signe positif pour les variables taux de pression fiscale indirecte domestique et commerciale, à l'opposé un signe négatif est attendu pour la variable pression fiscale directe.

L'objectif n'étant pas d'établir de manière exhaustive les déterminants des inégalités de revenus, les variables de contrôle introduites tiennent compte des évidences empiriques antérieures (Martinez-Vazquez, Vulovic, et Dodson, 2012 ; Ball et al., 2013 ; Dao et Godbout, 2014 et ; Touhami, 2018) et du contexte de la recherche.

Le niveau de développement approché par le PIB par habitant : Kuznets (1955) stipule qu'une hausse du taux de croissance économique dans les pays en développement s'accompagne d'une augmentation des inégalités de revenus et, pourtant réduit les inégalités de revenus dans les pays développés. Les pays de l'UEMOA sont des pays en développement alors un signe positif est attendu. L'analyse inclut également, le carré de cette variable pour tester l'hypothèse de Kuznets (la courbe en U inversé). On s'attend à un signe négatif de cette variable.

Le niveau de l'éducation est capté par les dépenses de santé par habitant. Une hausse des dépenses de santé suppose un niveau élevé d'éducation (Grossman, 1972). Dans le même sens, un niveau d'éducation supérieur est supposé augmenter le revenu disponible des ménages et des individus, et potentiellement réduire l'inégalité des revenus (De Gregorio et Lee, 2002). Un signe négatif est attendu.

Une forte inflation est associée à une forte inégalité de revenus car il y'a une protection différentielle des flux de revenus contre l'inflation (Bulir, 2001). Par exemple, les salariés à faible revenus sont généralement beaucoup moins protégés des fluctuations cycliques des salaires réels, telles que le salaire minimum (Martinez-Vazquez, Vulovic, et Dodson, 2012). De ce fait, un signe positif est attendu.

La qualité des institutions est mesurée par un indice composite de la qualité institutionnelle construit à partir des six (06) indicateurs de gouvernance de la Banque Mondiale. Cet indice composite est construit par la méthode Analyse en Composantes

---

<sup>2</sup> Il s'agit d'imputer successivement plusieurs valeurs à chaque donnée manquante, tout en respectant les caractéristiques de la distribution des données observées (variabilité et corrélations entre les variables).

Principales (ACP)<sup>3</sup>. Une bonne qualité des institutions favorise davantage la mobilisation des recettes fiscales directes qui sont des impôts progressifs, et donc améliore la répartition des revenus (Duncan et Peter, 2008). Un signe négatif est attendu.

L'échantillon de recherche porte sur les huit (08) pays de l'UEMOA de 1996 à 2015. Le choix de la période de recherche est basé sur la disponibilité des données. L'indice d'inégalité de Gini du revenu disponible des ménages provient de la base de données normalisée sur les inégalités de revenus dans le monde (Standardized World Income Inequality Database, SWIID, 2019). Les données sur les différents types de recettes fiscales proviennent de la Banque Africaine de Développement (BAD, 2018) et, celles relatives à la qualité des institutions sont tirées de la base de Worldwide Governance Indicators (WGI, 2018). Les données sur le revenu par tête, le taux d'inflation et les dépenses de santé sont issues des données statistiques de World Development Indicators (WDI, 2018).

### 3.3. Techniques d'estimation

Une des particularités des données de la base SWIID est que le processus d'imputation de données permet d'obtenir des estimateurs correcteurs de biais en cas de présence de non-stationnarité des variables (Solt, 2019). Ainsi, les tests de racines unitaires classiques ne sont plus nécessaires lorsque ces données sont utilisées dans une régression. D'ailleurs même, la configuration de ces données ne permet pas d'effectuer ces tests. C'est pourquoi, dans la littérature, les travaux qui utilisent ces données n'effectuent pas les tests de racines unitaires (Ball et al. 2013 ; Woo et al. 2013 ; Agnello et Sousa, 2014). S'il est vrai que cette base de données est un peu particulière, il n'en demeure pas moins qu'elle soit de plus en plus utilisée dans l'analyse des inégalités de revenus au cours de ces dernières années. Effectivement, elle est la seule base au monde avec un maximum de données disponibles sur une longue période pour plusieurs pays. Cette base de données est un trésor pour les chercheurs, particulièrement pour ceux qui s'intéressent à l'analyse des inégalités dans les pays de l'UEMOA car, généralement, ces données sont très peu disponibles, voire inexistantes, pour ces pays.

Ceci étant, le choix de la technique d'estimation qui convient le mieux à la présente recherche se fait sur la base de la structure des données même de cette recherche.

Les données sont des données panels dont la dimension individuelle est inférieure à la dimension temporelle. De plus, il y a la présence de variables endogènes : les variables de fiscalité et de la qualité institutionnelle. Des niveaux d'inégalité élevés incitent davantage à la mobilisation des recettes fiscales, et inversement, une mobilisation accrue des recettes fiscales réduit les inégalités de revenus (Alesina et Rodrik, 1994 ; Bird, Martinez-Vazquez, et Torgler, 2004). Egalement, un environnement institutionnel favorable facilite la réduction des inégalités de revenus et, une forte inégalité de revenus réduit les possibilités de maintenir le bon fonctionnement du cadre institutionnel des pays (Martinez-Vazquez, Vulovic, et Dodson, 2012).

---

<sup>3</sup> C'est une méthode factorielle qui consiste à réduire le nombre de variables servant à décrire un phénomène.

Les modèles à effets fixes (FE) et les moindres carrés ordinaires (MCO) sont inefficients en présence d'endogénéité des variables. Si le souhait est d'estimer tous les paramètres de la forme structurelle (FS) et toutes les équations simultanément, la méthode des triple moindres carrés (3SLS), que l'on qualifie de technique en "information complète" était la mieux indiquée. Cependant, dans cette recherche, il n'y a que des équations isolées du système, donc cette méthode n'est pas mobilisable. La méthode des moments généralisés (GMM) est conseillée particulièrement lorsque la dimension temporelle est faible par rapport à la dimension individuelle. Etant donné que la dimension temporelle est supérieure à celle individuelle, le GMM n'est non plus pertinent. Finalement, les doubles moindres carrés (2SLS) sont retenus car elles correspondent mieux à la structure des données.

Effectivement, les 2SLS permettent de résoudre les problèmes d'endogénéité. Pratiquement, cette méthode permet d'effectuer une régression en substituant la variable qui potentiellement souffre d'endogénéité par une variable instrumentale. Nous prenons la valeur retardée de chaque variable endogène comme variable instrumentale. Les trois hypothèses suivantes soutiennent le choix des variables instrumentales : d'abord, le terme d'erreur ne doit pas être corrélé avec la variable instrumentale. Ensuite, la variable dont on suppose souffrir d'endogénéité doit être fortement corrélée avec la variable instrumentale. Enfin, la variable instrument doit être différente de la variable qui souffre d'endogénéité, même à un multiple près. Si la première condition est difficile à vérifier, il est possible de vérifier la deuxième et la dernière à travers respectivement, la matrice de corrélation (tableau 2) et les statistiques descriptives (tableau 1).

**Tableau 1 : Les statistiques descriptives des effets redistributions de la pression fiscale**

Variable	Observations	Moyennes	Ecart-type	Minimum	Maximum
Ginid	128	40,686	2,377	35,1	45,9
Ginim	128	45,589	2,598	39,6	51,3
educ	104	8,243	3,782	2,234	18,656
tpf	123	14,959	3,449	7,578	23,190
tpfd	123	3,245	1,030	0,803	5,295
tpfi	123	4,048	2,417	1,426	10,334
tpfc	123	5,013	2,187	1,328	11,942
wgi	128	0,033	0,969	-1,917	2,255
ltpf	115	14,790	3,384	7,578	22,200
ltpfd	115	3,187	1,027	0,803	5,235
ltpfi	115	3,982	2,383	1,426	10,334
ltpfc	115	5,001	2,112	1,328	10,892
lwgi	120	0,030	0,990	-1,917	2,255

Source : Auteurs

**Tableau 2 : La matrice de corrélation des effets redistributions de la pression fiscale**

	Ginid	Ginim	tpf	tpfd	tpfi	tpfc	wgi	ltpf	ltpfd	ltpfi	ltpfc	lwgi	educ
Ginid	1,000												
Ginim	0,999*	1,000											
tpf	0,047	0,061	1,000										
tpfd	-0,003	0,013	0,849*	1,000									
tpfi	-0,072	-0,048	0,499*	0,480*	1,000								
tpfc	0,256*	0,240*	0,454*	0,226*	-0,356*	1,000							
wgi	-0,007	0,014	0,226*	0,210*	0,553*	-0,218*	1,000						
ltpf	0,070	0,083	0,930*	0,835*	0,481*	0,404*	0,223*	1,000					
ltpfd	0,029	0,044	0,828*	0,919*	0,462*	0,238*	0,195*	0,857*	1,0000				
ltpfi	-0,072	-0,049	0,481*	0,487*	0,952*	-0,354*	0,544*	0,496*	0,4711*	1,0000			
ltpfc	0,259*	0,245*	0,429*	0,196*	-0,334*	0,935*	-0,187*	0,439*	0,2469*	-0,370*	1,0000		
lwgi	-0,024	-0,003	0,212*	0,212*	0,576*	-0,247*	0,955*	0,240*	0,2173*	0,558*	-0,206*	1,00	
educ	-0,088	-0,074	0,313*	0,280*	0,504*	0,332*	0,119	0,334	0,302*	0,496*	-0,316*	0,09	1,00

Source : Auteurs

Effectivement, le tableau 1 indique une différence entre chaque variable endogène et son instrument. Quant au tableau 2, elle montre une forte corrélation ,signicative à 5%, entre chaque variable endogène et son instrument.

Il faut souligner que, des auteurs on également utilisés la valeur retardée d’une variable endogène comme variable instrumentale ( Kpodar, 2007 ; Dao et Godbout, 2014).

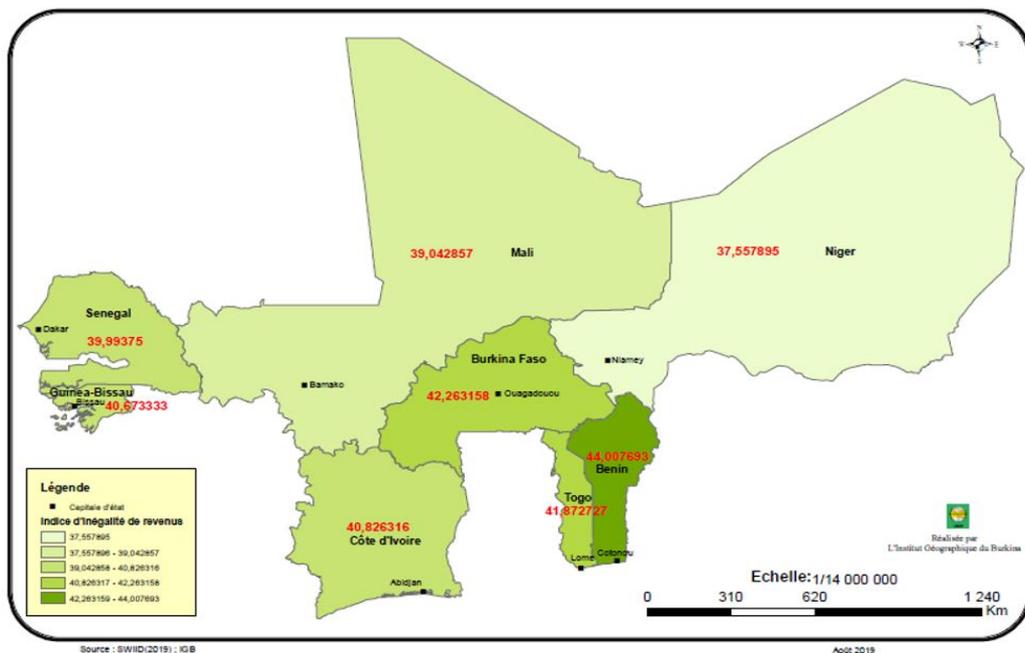
#### 4. Résultats et interprétations des estimations des effets redistributifs de la pression fiscale dans l’UEMOA

Il s’agit ici d’analyser des faits stylisés et les résultats d’estimations.

##### 4.1. Cartographie des inégalités de revenus dans l’espace UEMOA

L’analyse de la carte 1 suivante montre que dans la zone UEMOA sur la période 1996-2015, l’indice de gini du revenu disponible varie en moyenne entre 37% et 45%. Ce niveau est élevé par rapport à celui des pays de l’OCDE qui se situe entre environ 25% et 40% en moyenne sur la même période (Organisation de Coopération et de Développement Economiques, 2019). Les inégalités de revenus disponibles sont alors plus élevées dans les pays de l’UEMOA que de l’OCDE. Il faut souligner que, sur la même période, la pression fiscale moyenne des pays de l’OCDE double celle des pays de l’UEMOA. Déjà, de ces constats, il peut être supposé que la faible capacité de mobilisation des recettes fiscales explique la mauvaise répartition de revenus dans les pays de l’UEMOA.

**Carte 1 : Cartographie des inégalités de revenus disponibles dans l’UEMOA**



Source : Auteurs avec l’appui de l’Institut Géographique du Burkina-Faso à partir de SWIID (2019).

Par ailleurs, le Bénin qui enregistre un score d'environ 44% est le pays le plus inégalitaire de la zone, tandis que le Niger est le pays le plus égalitaire avec un score de 37,56%. Quant aux autres pays, le niveau d'inégalité de revenus disponibles est similaire entre le Togo et le Burkina-Faso, entre la Côte d'Ivoire et la Guinée-Bissau, et entre le Sénégal et le Mali.

Bref, en classant du pays le plus inégalitaire au pays le plus égalitaire de la zone UEMOA, l'ordre suivant apparaît : le Bénin, le Burkina-Faso, le Togo, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Sénégal, le Mali et le Niger.

#### 4.2. Analyse économétrique

Le tableau 3 résume les résultats d'estimations de l'effet de la mobilisation des recettes fiscales sur les inégalités de revenus dans les pays de l'UEMOA en utilisant les 2SLS. Avant l'analyse économique des résultats, il est nécessaire de vérifier l'adéquation du modèle.

Nous nous interrogeons sur la significativité globale du modèle, c'est-à-dire si l'ensemble des variables explicatives ont une influence sur la variable dépendante. Ce test peut être formulé de la manière suivante : existe-t-il au moins une variable explicative significative ?

L'appréciation de la qualité globale du modèle se fait avec la statistique de Fischer, qui indique si les variables explicatives ont une influence sur la variable dépendante. Soient les hypothèses suivantes :  $H_0$  : tous les coefficients du modèle sont nuls ;  $H_1$  : il existe au moins un coefficient non nul. L'arbitrage se fait en comparant la probabilité associée à la F-statistique au seuil de 5% retenu. Dans le cas où la probabilité associée à F-statistique calculée est inférieure à 5%, alors l'hypothèse  $H_0$  sera rejetée au profit de l'hypothèse alternative selon laquelle la régression est globalement significative.

Dans notre cas, la probabilité associée à la statistique de Fischer est inférieure à 5% dans chaque équation (I à V). Le modèle est donc globalement significatif et de bonne qualité.

Nous allons à présent vérifier si les variables explicatives utilisées dans notre modèle ont les signes attendus et faire ressortir leur importance dans l'évolution des inégalités de revenus.

L'équation (I) présente l'effet de la pression fiscale totale sur les inégalités de revenus. Le coefficient associé à cette variable est négatif et significatif. Cela signifie que dans les pays de l'UEMOA, une hausse du niveau des recettes fiscales totales permet une réduction des inégalités de revenus : une augmentation d'un point de pourcentage du taux de pression fiscale totale entraîne une réduction des inégalités de revenus de 0,00408 point. Dao et Godbout (2014) aboutissent à des résultats similaires sur les pays de l'OCDE de 1970 à 2010.

Effectivement, une amélioration des recettes fiscales totales peut se traduire par une hausse des dépenses publiques en faveur des pauvres, *ceteris paribus*. Selon, Dao et Godbout (2014), cela nécessite que les pauvres ne soient pas les contributeurs nets du système et qu'ils soient, ainsi que les personnes vulnérables, en priorité les bénéficiaires de ces dépenses publiques. Par exemple ces dernières années au Niger, l'élargissement

de l'assiette fiscale dans des secteurs autres que l'agriculture a permis une réduction de la pauvreté et des inégalités de revenus (De Quatrebarbes, Boccanfuso, et Savard, 2010).

Le faible niveau du coefficient peut s'expliquer par la faiblesse des recettes fiscales dans ces pays. C'est dans ce sens que Chu, Davoodi, et Gupta (2000) soulignent que la faible capacité de mobilisation des recettes fiscales totales dans les pays en développement limite l'utilisation de la fiscalité comme un instrument de redistribution des revenus. En fait, comme mentionné dans les essais précédents, sur la période 1996-2015, la pression fiscale moyenne de ces pays est non seulement inférieure à celle des pays africains, mais aussi et surtout, au minimum suggéré dans le cadre de la surveillance multilatérale des pays de l'UEMOA.

Dans tous les cas, les résultats permettent de noter que sur la période 1996-2015, la mobilisation des recettes fiscales totales dans la zone UEMOA favorise une répartition égale de revenus.

L'équation (II) montre l'effet de la fiscalité directe sur les inégalités de revenus. Il ressort que le coefficient de la variable est négatif et significatif. Il s'ensuit qu'une hausse des impôts directs d'un point de pourcentage occasionne une réduction des inégalités de revenus de 0,01773 point.

Ces résultats confortent ceux de Gemmell et Morrissey (2005) et de Martinez-Vazquez, Vulovic, et Dodson (2012) dans leurs études respectives sur les pays africains et de l'OCDE. En réalité, une imposition progressive des revenus permet une redistribution efficace des revenus allant dans le sens des populations les plus riches vers les populations les plus pauvres, ce qui participe fortement à la réduction des inégalités de revenus.

Bien que le coefficient de la variable pression fiscale directe soit supérieur à celui de la pression fiscale totale, il est tout aussi faible que ce dernier. A cet effet, Bird et Zolt (2005) précisent que l'effet progressif de la fiscalité directe est faible dans les pays en développement car, généralement, dans ces pays, l'impôt sur le revenu des personnes physiques n'est ni exhaustif ni très progressif et, les coûts administratifs de ces types d'impôts sont très élevés. Cela ne veut pas dire que ces auteurs préconisent la suppression ou la réduction de l'impôt sur le revenu des particuliers. Bien au contraire, ils attirent l'attention des pays en développement à fournir beaucoup plus d'effort dans la mobilisation de ce type de recettes fiscales afin d'améliorer leurs effets redistributifs.

**Tableau 3 : Effet des recettes fiscales sur les inégalités de revenus après redistribution dans les pays de l'UEMOA par les 2SLS**

Inégalités après redistributions	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
<b>Pression fiscale totale</b>	<b>-0,004*</b> (0,086)				-0,0010448 (0,671)
<b>Pression fiscale directe</b>		<b>-0,017***</b> (0,019)			
<b>Pression fiscale indirecte domestique</b>			<b>-0,001</b> (0,749)		
<b>Pression fiscale commerciale</b>				<b>0,000</b> (0,757)	
<b>PIB par habitant</b>	0,187*** (0,000)	0,186*** (0,000)	0,166*** (0,003)	0,163*** (0,000)	<b>0,262***</b> (0,000)
<b>PIB par habitant au carré</b>					<b>-0,03652**</b> (0,012)
<b>Education</b>	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,003)	-0,005*** (0,001)	-0,002 (0,188)
<b>Inflation</b>	-0,001 (0,263)	-0,001 (0,256)	-0,001 (0,249)	-0,001 (0,244)	-0,0008 (0,374)
<b>WGI</b>	0,001 (0,842)	0,001 (0,791)	0,001 (0,879)	-0,000 (0,998)	-0,001 (0,848)
<b>F test</b>	1105,19*** (0,0000)	1165,70*** (0,0000)	1074,97*** (0,0000)	1101,06*** (0,0000)	984,88*** (0,0000)
<b>Average RVI</b>	1,710	1,900	1,581	1,511	2,433
<b>Largest FMI</b>	0,710	0,740	0,641	0,696	0,766
<b>Nombre d'observations</b>	100	100	100	100	100

Note : Les valeurs entre parenthèses sont les p-values : \*\*\* significatif à 1%, \*\* significatif à 5% et \* significatif à 1%

Pour le cas particulier des pays de l'UEMOA, les données de la BAD (2018) indiquent que sur la période 1996-2015, le taux de pression fiscale directe en moyenne est passé de 2,93% à 4,09% soit une progression d'environ 39,59%. Au niveau pays, on remarque que sur la période 1996-2015, les recettes fiscales directes sont supérieures aux recettes fiscales domestiques indirectes en Côte d'Ivoire, au Mali et au Togo. D'après le rapport annuel 2018 sur le fonctionnement et l'évolution de l'Union, la performance fiscale des recettes directes s'explique par les mesures d'élargissement des assiettes et le renforcement des contrôles (notamment, l'interconnexion des régies et la lutte contre la fraude). En tout état de cause, il s'avère que la collecte des recettes fiscales directes améliore la répartition des revenus dans les pays de l'UEMOA.

Les équations (III) et (IV) donnent les effets des recettes fiscales indirectes (domestiques et commerciales extérieures) sur les inégalités de revenus. Il apparaît que l'effet redistributif de ces types d'impôts sont non significatifs dans les pays de l'UEMOA. En d'autres termes, la mobilisation des recettes fiscales domestiques indirectes et des recettes fiscales commerciales sont neutres dans la répartition des revenus au sein de la zone UEMOA. Dans ces conditions, il est admis que la politique fiscale dans ces pays a su maintenir le caractère neutre de ces types de recettes fiscales. Ces résultats confirment ceux de Devarajan et Hossain (1998) dont l'analyse porte sur les Philippines. Alors, au sein des pays de l'UEMOA, la fiscalité indirecte ne peut être utilisée comme un instrument de redistribution des revenus.

En fait, depuis les années 1990, les pays de l'UEMOA, dans le souci de compenser les pertes fiscales consécutives à la réduction des tarifs douaniers, ont adopté une réforme de la fiscalité intérieure focalisée principalement sur le développement de la TVA. Or, la TVA est par excellence un impôt proportionnelle, car elle est régie par des principes libéraux de neutralité fiscale : la fiscalité ne doit pas perturber les choix individuels d'allocation des ressources. Pratiquement, l'union douanière est effective dans l'espace, avec la suppression des droits de douane sur les échanges de produits originaires entre les Etats membres et l'institution d'un Tarif Extérieur Commun (TEC). Ainsi ces réformes fiscales expliquent la neutralité des effets de la fiscalité indirecte dans la zone UEMOA.

Concernant les variables de contrôle, le revenu par tête et l'éducation exerce un effet significatif sur les inégalités de revenus.

Conformément à la théorie de Kuznets (1955 ; 1963), le signe du coefficient de la variable PIB par habitant est positif et significatif dans toutes les régressions. Alors, dans les pays de l'UEMOA, une hausse du PIB par habitant conduit à une augmentation des inégalités de revenus. Ce résultat n'est pas surprenant vu que ces pays font partie des pays en développement (BAD,2018), car selon Kuznets (1955 ; 1963), dans ces pays, la croissance des revenus nationaux s'accompagne d'une augmentation des inégalités de revenus. Ce qui veut dire que les pays de l'UEMOA se situent actuellement dans la première phase d'inégalités croissantes sur la courbe de Kuznets.

Il faut noter que ces résultats renforcent ceux de Chu, Davoodi, Gupta (2000) qui expliquent que dans les pays en développement, une croissance économique qui favorise uniquement une expansion d'un revenu élevé du secteur urbain pourrait aggraver l'inégalité des revenus.

Pour tester l'hypothèse de la courbe en U inversé de Kuznets (1955 ; 1963), nous introduisons dans l'équation (V) le carré de la variable PIB par habitant. Le signe du coefficient de cette variable est négatif et significatif. Cependant, ce résultat ne nous permet pas d'expérimenter, réellement, la courbe de Kuznets car, notre échantillon ne contient que des pays en développement. Or, l'évaluation de la courbe de Kuznets exige un échantillon composé de pays développés et de pays en développement (Kuznets, 1955 ; 1963). De plus, pour certains auteurs, la courbe de Kuznets explique peu les variations des inégalités entre les pays ou dans le temps (Barro, 2000 ; 2008).

Le coefficient associé à la variable éducation est négatif et significatif dans la majorité des équations. Cela signifie que dans l'UEMOA, l'amélioration du niveau d'éducation participe à la réduction des inégalités de revenus. Un niveau d'éducation élevé offre plus de chance d'avoir un travail décent avec un bon revenu. Ce qui peut réduire l'écart entre les plus démunis et les plus aisés, d'où une réduction des inégalités de revenus. De Gregorio et Lee (2002) ainsi que Woo et al., (2013) affirment ces résultats dans leurs études respectives.

Pour résumer, les résultats montrent que, dans les pays de l'UEMOA, la mobilisation des recettes fiscales directes améliore la répartition des revenus tandis que la fiscalité indirecte est neutre.

## 5. Conclusion

L'objectif de cet essai est d'analyser l'effet de la mobilisation des recettes fiscales sur les inégalités de revenus dans les pays de l'UEMOA sur la période allant de 1996 à 2015. De manière pratique, l'effet des différents types de recettes fiscales (la pression fiscale totale, la pression fiscale directe, la pression fiscale domestique indirecte et la pression fiscale commerciale) sur les inégalités de revenus est analysé. Les 2SLS sont utilisés comme technique d'estimation.

Les résultats montrent qu'une hausse du niveau des recettes fiscales totales ainsi que des recettes fiscales directes permettent une réduction significative des inégalités de revenus. En revanche, les recettes fiscales domestiques indirectes et les recettes fiscales commerciales sont neutres. Les résultats révèlent également que le faible taux de croissance accroît les inégalités de revenus pendant qu'une amélioration du niveau d'éducation réduit les inégalités de revenus.

Ceci étant, la présente recherche suggère l'analyse comparative de l'effet des dépenses publiques ainsi que de ses composantes sur les inégalités de revenus. Cela permettra d'avoir une vue d'ensemble de l'effet des politiques budgétaires sur les inégalités de revenus dans le but de prévoir des ajustements budgétaires efficaces et efficaces pour une meilleure redistribution des revenus dans la zone UEMOA.

## Références bibliographiques

- Agnello, L., & Sousa, R. M. (2014). How does fiscal consolidation impact on income inequality? *Review of Income and Wealth* Series 60, Number 4, 702-726.
- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 109, no. 2, 465-490.
- Ball, L., Furceri, D., Leigh, D., & Loungani, P. (2013). The distributional effects of fiscal consolidation. *IMF Working Paper* /13/151.
- Barro, Robert J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5: 5–32.
- Barro, R. J. (2008), « Inequality and Growth Revisited », *Asian Development Bank Working Paper Series* on Regional Economic Integration, no 11, janvier.
- Base de données de la Banque Africaine de Développement. (2018).
- Bastagli, F., Coady, D., & Gupta, S. (2012). Income inequality and fiscal policy. *IMF staff discussion note* June 28.
- Bird, R. M., & De Wulf, L. H. (1973). Taxation and Income Distribution in Latin America: A Critical Review of Empirical Studies. *IMF Staff Papers*, Vol. 20, No. 3, 639-682.
- Bird, R. M., & Zolt, E. M. (2005). The limited role of the personal income tax in developing countries. *Journal of Asian Economics* 16, 928–946.
- Bird, R. M., Martinez-Vazquez, J., & Torgler, B. (2004). Societal Institutions and Tax Effort in Developing Countries. *International Studies Program, Working Paper* 04-06.
- Boutchenik, B. (2015). *Les effets redistributifs de la taxe sur la valeur ajoutée*. INSEE, rapport particulier n° 2.
- Bulir, A. (2001). Income Inequality: Does inflation matter? *IMF Staff Papers* 48(1), 139-159.
- Cabrera, M., N. Lustig, and H.E. Moran (2015). Fiscal Policy, Inequality, and the Ethnic Divide in Guatemala. *World Development*, 76: 263–79.
- Chu, K.-y., Davoodi, H., & Gupta, S. (2000). Income distribution and tax and government social spending policies in developing countries. *IMF Working Paper*.
- Ciminelli, G., E. Ernst, R. Merola, and M. Giuliadori (2018). The Composition Effects of Tax-Based Consolidation on Income Inequality. *European Journal of Political Economy*, 57: 107–24.
- Cubero, R., & Vladkova, I. (2010). Equity and Fiscal policy: the income distribution effects of taxation and social spending in Central America. *IMF Working Paper*.

- Dao, H., & Godbout, L. (2014). Le rôle de la fiscalité dans la réduction des inégalités : doit-on se soucier de la structure fiscale servant à prélever les recettes ? *L'Actualité économique*, Revue d'analyse économique, vol. 90, no 4, décembre, 303-328.
- De Gregorio, J., & Lee, J. (2002). Education and income inequality: New evidence from cross-country Data. *Review of Income and Wealth*, 48(3), 395-416.
- De quatrebarbes, C., Savard, L. & Boccanfuso, D. 2010. "La fin des exonérations de TVA est-elle favorable aux pauvres ? Le cas du Niger. *CERDI Working Papers* 201034.
- Devarajan, S., & Hossain, S. (1998). The combined incidence of taxes and public expenditures in the Philippines. *World Development* Vol. 26, No. 6, 963-977.
- Dischamps, J.-C. (1960). *Comportements économiques et distorsions fiscales*. Paris : Presses universitaires de France.
- Duncan, D., & Peter, K. S. (2008). Tax progressivity and income inequality. *Andrew Young School of Policy Studies, Research Paper Series*.
- Fei, J. (1981). Equity oriented fiscal programs. *Econometrica* 49, 869-881.
- Gemmell, N., & Morrissey, O. (2005). Distribution and poverty impacts of tax structure reform in developing countries: How little we know. *Development Policy Review*, 131-144.
- Goni, E., Lopez, H., & Serven, L. (2011). Fiscal redistribution and income inequality in Latin America. *World Development* Vol. 39, No. 9, 1558–1569.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *The Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255.
- Harberger, A. C. (1962). The incidence of the corporation income tax. *The Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 3, 215-240.
- Joumard, I., Pisu, M., & Bloch, D. (2012). Less Income Inequality and More Growth – Are They Compatible? Part 3. Income Redistribution via Taxes and Transfers Across OECD Countries. *OECD Economic Department Working Papers* No. 926.
- Kpodar, K. (2007). *Manuel d'initiation à stata (version 8)*. Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI), Clermont-Ferrand.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, Vol. 45, No. 1, 1-28.
- Kuznets, S. (1963). Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII. Distribution of Income by Size. *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 11, No. 2, Part 2, 1-80.
- Martinez-Vazquez, J., Vulovic, V., & Dodson, B. M. (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Hacienda Pública Española* 200.

- Mieszkowski, P. (1969). Association tax incidence theory: The effects of taxes on the distribution of income. *Journal of Economic Literature*, Vol. 7, No. 4, 1103-1124.
- Mirrlees, J. A. (1971). An exploration in the theory of optimum income taxation. *The Review of Economic Studies*, Vol. 38, No. 2, 175-208.
- Moyes, P., & Trannoy, A. (1999). Le quotient familial : une structure fiscale cohérente avec le critère de Lorenz relatif. *Économie & prévision*, n°138-139, 1999-2-3. *Economie des inégalités*, 111-124.
- Mulas-Granados, C. (2005). Fiscal adjustments and the short-term trade-off between economic growth and equality. *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 172, 61-92.
- Ouédraogo, I. Dianda I., Ouedraogo P.P. Ouedraogo R.T. Konfe B. (2022). The effects of taxation on income inequality in sub-Saharan Africa. *WIDER Working Paper*, Issue 129.
- Paulus, A., Čok, M., Figari, F., Hegedüs, P., Kump, N., Lelkes, O., . . . Vörk, A. (2009). The effects of taxes and benefits on income distribution in the enlarged EU. *EUROMOD Working Paper*, No. EM8/09, University of Essex, Institute for Social and Economic Research (ISER), Colchester.
- Peter, K. S., Buttrick, S., & Duncan, D. (2009). Global Reform of Personal Income Taxation, 1981-2005: Evidence from 189 Countries. *IZA Discussion Paper* No. 4228.
- Ragot, X. (2017). Hétérogénéité et économie : Inégalité et imperfections financières'. *Revue d'Économie Financière*, 128: 109–24.  
<https://doi.org/10.3917/ecofi.128.0109>
- Solt, F. (2019). *Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database*. SWIID Version 8.1, May 2019.
- Standardized World Income Inequality Database* (SWIID). (2019).
- Touhami, A., & Fouzia, E. (2018). Impact des politiques fiscales sur pauvreté et les inégalités au Maroc. *Economic Research Forum* (ERF), 24st Annual Conference.
- Woo, J., Bova, E., Kinda, T., & Zhang, Y. S. (2013). Distributional consequences of fiscal consolidation and the role of Fiscal Policy: What do the data say? *IMF Working Paper*.
- World Development Indicators. (2018).
- Worldwide Governance Indicators. (2018).