

## « Economie informelle et performances budgétaires : Une analyse par les régressions quantiles en panel »

Auteur

**Isabelle Do Santos**

Document de Travail n° 2020 – 53

*Décembre 2020*

**Bureau d'Économie  
Théorique et Appliquée  
BETA**

[www.beta-umr7522.fr](http://www.beta-umr7522.fr)

 @beta\_economics

Contact :  
[jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr](mailto:jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr)

# Economie informelle et performances budgétaires : Une analyse par les régressions quantiles en panel\*

Isabelle Do Santos<sup>†</sup>

## Résumé

Dans les pays en développement et économies émergentes, le secteur informel occupe une place prépondérante dans la vie économique avec un coût énorme pour les finances publiques. Dans ce papier, nous étudions l'effet de la taille du secteur informel sur les performances budgétaires de ces pays. Pour prendre en compte les effets extrêmes, nous utilisons les nouvelles méthodes de régressions quantiles en panel avec prise en compte des effets fixes. Nos résultats montrent que le développement de l'activité informelle a un impact négatif, significatif et non-linéaire sur les performances budgétaires des pays en développement. En limitant les ressources publiques, la prolifération de l'activité informelle réduit significativement les marges de manœuvre des pouvoirs publics dans les dépenses publiques y compris les dépenses sociales. Plus important encore, nos résultats révèlent que les pays les plus fragiles sur le plan budgétaire souffrent davantage du développement de l'activité informelle.

**Keywords** : *Activité informelle, finances publiques, régressions quantiles en panel.*

**Classification JEL** : *H11, H26, C22, C23.*

---

\*Je tiens à remercier très sincèrement Blaise GNIMASSOUN pour ses commentaires, observations et corrections qui ont permis d'améliorer considérablement la qualité de ce papier.

<sup>†</sup>BETA-CNRS, University of Lorraine ; 13 place Carnot, 54035 Nancy cedex, France ; Email : isabelle.do-santos@univ-lorraine.fr.

# 1 Introduction

La politique budgétaire est l'un des principaux outils dont disposent les pouvoirs publics pour conduire la politique économique. Elle s'appuie sur deux leviers que sont les recettes publiques et des dépenses publiques. Si les dépenses publiques sont le moyen par lequel les gouvernements implémentent leur plan de développement, celles-ci sont dépendantes du niveau des recettes publiques. En effet, plus les recettes publiques sont importantes, plus les marges de manœuvre budgétaires des pouvoirs publics sont élevées. Si pour les pays en développement, des sources de financement externes comme l'aide publique au développement (APD), les investissements directs étrangers (IDE), les transferts de fonds de migrants et la dette extérieure participent au financement du développement, ces ressources sont très volatiles, incertaines et échappent donc au contrôle des pouvoirs publics de ces États. L'APD adressée aux pays en développement est en baisse continue et est passée de 9,6% du PIB en 2002 à seulement 5% du PIB en 2018 selon les données de la Banque mondiale. Pour les pays d'Afrique subsaharienne (ASS), l'APD a baissé de 2 points du PIB entre 2003 et 2018 pour ne représenter désormais que 3% du PIB. Les IDE stagnent autour de 4,5% du PIB pour l'ensemble des pays en développement et baisse à moins de 2% du PIB pour les pays d'ASS. Bien que la dynamique des transferts des migrants est croissante, ces ressources restent globalement faible et ne dépassent pas 3% du PIB pour l'ASS. Par ailleurs, pour les pays en développement l'accès aux marchés mondiaux de capitaux est difficile et très coûteux. Il en résulte que les ressources domestiques restent pour ces économies le moyen le plus sûr pour financer durablement leur développement.

Le problème dans les pays en développement est que le niveau de mobilisation des recettes publiques est faible alors que les besoins de financement sont énormes dans tous les secteurs de la vie économique. Les causes de la faible mobilisation des recettes publiques dans les économies en développement sont nombreuses. Outre la mauvaise gouvernance, la dimension du secteur informel dans les pays en développement explique le faible niveau de mobilisation de recettes fiscales. En effet, une large partie de l'activité économique dans ces pays se déroule dans l'informel et échappe ainsi à la fiscalité. La concentration de l'administration fiscale dans les zones urbaines, qui sont souvent de taille petite, renforce le développement de l'activité informelle. Il s'en suit que les recettes publiques sont faibles. En amenuisant les moyens de l'Etat, le secteur informel limite également la possibilité pour l'Etat de réaliser convenablement les dépenses relatives à ses fonctions régaliennes. La taille du secteur informel a donc une influence sur les recettes, les dépenses et les soldes budgétaires des Etats.

L'impact du secteur informel sur l'activité économique et les finances publiques a fait l'objet de plusieurs études (entre autres, [Schneider et Enste, 2000](#) ; [Feld et Schneider,](#)

2010 ; Kodila-Tedika et Mutascu, 2014 ; Mazhar et Méon, 2017). Si la plupart des études montrent que l'accroissement du secteur informel nuit à la mobilisation des ressources publiques, la politique budgétaire et la qualité des institutions influencent également le niveau de l'informel dans les pays (Schneider et Neck (1993) ; Jacquemot et Raffinot, 2018 ; Maiti et Bhattacharyya, 2020). Par ailleurs, alors que le plus grand nombre des études analysent l'impact du secteur informel sur les finances publiques à travers des modèles linéaires, Wu et Schneider (2019) montrent par exemple qu'il existe une relation non-linéaire de forme  $U$  entre l'économie informelle et le niveau de développement. Etant donné les fortes variations dans les parts du secteur informel selon les économies, une analyse non-linéaire permettrait en effet de mieux appréhender l'impact du secteur informel.

Dans cette étude, nous analysons l'impact de la taille du secteur informel sur les performances budgétaires des pays en développement et économies émergentes. Nous nous intéressons à l'impact du poids de l'économie informelle à la fois sur les recettes publiques, les dépenses publiques et le solde budgétaire de ces pays. Pour tenir compte de la forte hétérogénéité dans la taille du secteur informel entre les pays et des points extrêmes, nous recourons à un modèle de régression non-linéaire. En particulier, nous utilisons des régressions quantiles en panel avec prise en compte des effets fixes individuels. Ce modèle permet d'étudier les effets de la taille du secteur informel sur les différentes échelles de la répartition des variables budgétaires. En plus d'utiliser une approche nouvelle et robuste de la non-linéarité dans l'analyse de l'impact du secteur informel sur les finances publiques, cette étude contribue à la littérature en analysant à la fois l'impact sur les variables budgétaires agrégées et sur leurs composantes. Notre étude apporte ainsi plus de développement dans l'analyse. Par ailleurs, l'usage de l'approche quantile en panel avec prise en compte des effets fixes est une première sur cette problématique.

Le reste de ce papier est structuré comme suit. La section 2 présente des éléments de revue de la littérature. Dans la section 3, nous exposons la stratégie empirique et les données de l'étude. La section 4 présente et discute les résultats empiriques. Enfin la section 5 conclut le papier.

## 2 Revue de la littérature

### 2.1 Les caractéristiques et causes de l'économie informelle

Selon l'Organisation Internationale du Travail (OIT), l'économie informelle occupe plus de la moitié de la main-d'œuvre mondiale et plus de 90% des micros et pe-

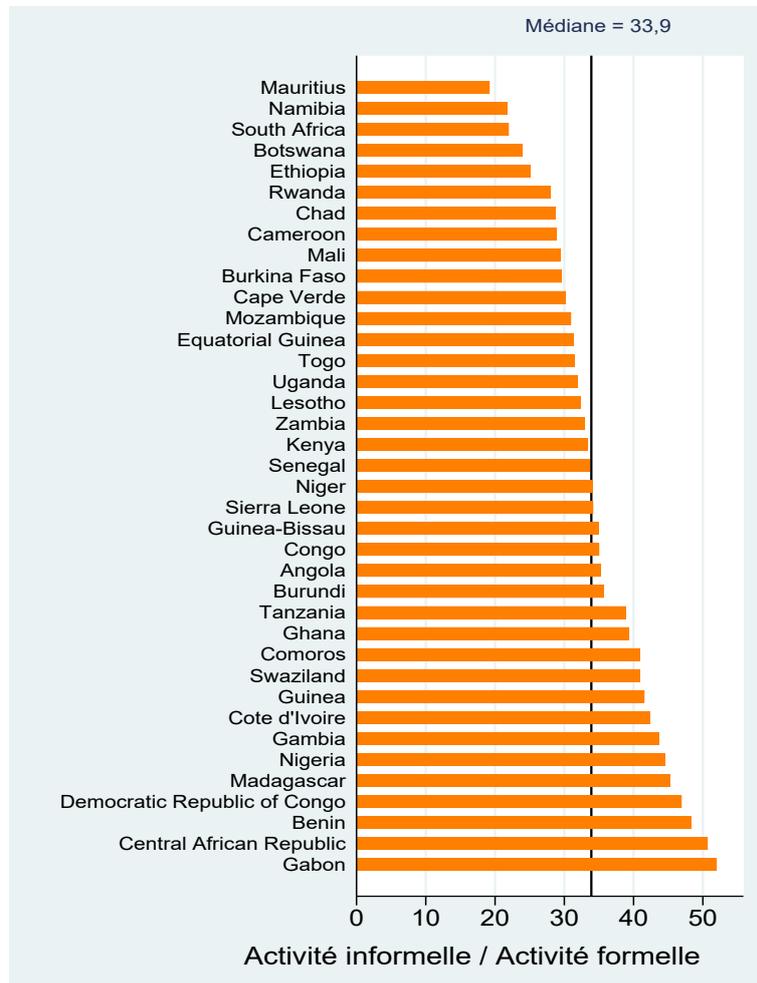
tites entreprises dans le monde. Ce sont les pays en développement et les marchés émergents qui concentrent les proportions les plus fortes de secteur informel. La Figure 1 montre la part de l'activité informelle dans le PIB dans certains pays d'Afrique. Le poids du secteur informel atteint au moins 33,9% du PIB dans la moitié de ces pays. Ce secteur est caractérisé par une technologie rudimentaire ou vétuste, les emplois sont de qualité médiocre du fait du niveau faible des compétences et de la productivité. Pour corollaire, les rémunérations sont aussi basses et irrégulières. Ces activités se déroulent souvent dans des endroits minuscules voire dérisoires avec des conditions de travail pénibles, peu fiables et malsaines. Les activités du secteur informel sont difficiles à localiser car ceux qui les mènent ne sont ni reconnus, ni enregistrés, ni régis et ni protégés par la législation du travail ou la protection sociale.

Schneider et Enste (2000) ont mis en exergue cinq causes responsables de l'augmentation de l'économie informelle. Les auteurs soulignent que l'imposition excessive et l'intensité des réglementations par les gouvernements induisent l'apparition du secteur informel. Ils trouvent que la fiscalité et les paiements de sécurité sociale, combinés à l'augmentation des activités réglementaires de l'État et les restrictions du marché de travail, sont les principaux moteurs de la taille et de la croissance de l'économie informelle. Précédemment, Loayza (1996) montrait déjà que la taille du secteur informel dépend positivement des indicateurs de la charge fiscale et des restrictions du marché du travail, et négativement d'un indicateur de la qualité des institutions gouvernementales. En effet, les gouvernements des marchés émergents et économies en développement n'ont souvent pas la capacité de faire respecter les règles de conformité relatives aux finances publiques. Plutôt que de réformer leurs systèmes fiscaux et de sécurité sociale, la plupart de ces pays tentent de contrôler les activités informelles par diverses mesures punitives ou encore par l'éducation (Schneider et Enste, 2000).

En outre, les réglementations et lois liées au marché du travail, aux barrières commerciales limitent quelques parts la liberté de choix pour les travailleurs du secteur formel et les individus préfèrent rester dans l'informel afin de réduire les coûts salariaux totaux. Par ailleurs, la réduction du nombre d'heures officielles de travail ainsi que le taux de chômage favorisent potentiellement la croissance d'activités informelles (Schneider et Enste, 2000 ; Feld et Schneider, 2010). De même, Schneider et Enste (2000) révèlent que le système de protection sociale décourage fortement les personnes qui reçoivent des prestations d'aide sociale de chercher même du travail dans l'économie formelle, car leur revenu global est beaucoup plus élevé lorsqu'elles reçoivent encore ces transferts, tout en menant éventuellement des activités informelles.

La politique budgétaire devrait se concentrer davantage sur la prise de mesures visant

FIGURE 1 – Part de l'activité informelle, 2015



Notes : La variable de l'activité informelle est construite par [Medina et Schneider \(2018\)](#).

à réduire la taille de l'économie informelle au travers du renforcement de l'application des impôts, du renforcement de l'environnement institutionnel et l'ordre public et de l'amélioration de la qualité de la bureaucratie d'État ([Çiçek et Elgin, 2011](#)). Pour [Porta et Shleifer \(2014\)](#), plutôt que d'encourager les entreprises informelles à devenir formelles, les politiques fiscales peuvent avoir pour effet de les emmener à la faillite, conduisant à la pauvreté et à la misère des travailleurs et des entrepreneurs informels ou au mieux les maintenir dans ce secteur.

## 2.2 Impact de l’informel sur les finances publiques

La forte prévalence de l’économie informelle a des effets négatifs sur les entreprises, les recettes des États, le champ d’action des gouvernements, l’harmonie des institutions et la concurrence loyale. La littérature révèle qu’une augmentation de l’informalité réduit les revenus de l’Etat (Schneider et Enste, 2000 ; Mazhar et Méon, 2017) et entraîne une baisse de la qualité et de la quantité des biens et services publics (Schneider et Enste, 2000). En effet, les pays qui ont un meilleur état de droit, avec moins de corruption à l’encontre des entreprises et des taux d’imposition bas sont ceux qui enregistrent de faibles niveaux d’informalité et des recettes fiscales plus élevées (Schneider et Enste, 2000).

Pour Feld et Schneider (2010) le secteur informel constitue un obstacle pour une meilleure mobilisation des ressources financières des pays et sa taille dans le PIB est un indicateur de sous développement. De ce fait, il empêche toute perspective de croissance endogène qui est une condition indispensable au développement économique (Jerzmanowski, 2017). Dans une étude sur les pays d’Amérique Latine, Loayza (1996) conclut que les changements à la fois des paramètres politiques et de la qualité des institutions gouvernementales, qui favorisent une augmentation de la taille relative de l’économie informelle entraîneront également une réduction du taux de croissance économique. Schneider et Enste (2000) trouvent un résultat similaire et stipulent qu’une réduction substantielle de l’économie informelle conduit à une augmentation des recettes fiscales et donc à une plus grande quantité et qualité de biens et services publics et des taux d’imposition plus bas, ce qui peut finalement stimuler la croissance économique.

Les analyses de Baklouti et Boujelbene (2020) sur 33 pays développés et 17 pays en développement sur la période de 2005 à 2015 aboutissent aux mêmes résultats selon lesquels la qualité institutionnelle interagit fortement avec la relation entre la croissance économique et l’économie informelle. Baklouti et Boujelbene (2020) constatent qu’un PIB par habitant plus élevé est associé à une économie informelle plus petite dans les pays de bonne qualité institutionnelle et dans les pays où la qualité institutionnelle est faible, l’augmentation du PIB par habitant n’influence pas la taille du secteur informel. Ils trouvent que la relation entre la croissance économique et l’économie souterraine est unidirectionnelle dans la région du Moyen-Orient et l’Afrique du Nord (MENA) mais bidirectionnelle dans les pays de l’OCDE.

La complexité du système fiscal affecte aussi la taille du secteur informel. Selon Schneider et Neck (1993), un système fiscal plus complexe c’est-à-dire ayant un barème d’imposition qui admet davantage d’hypothèses, implique, toutes choses égales par ailleurs, une offre de travail plus faible dans l’informel. En effet, beaucoup

d'États sont confrontés au défi d'imposer d'importantes réformes dans le système de sécurité sociale et d'imposition pour éviter la faillite totale en raison du cercle vicieux de charges fiscales et réglementaires élevées favorisant les activités informelles. Ce fait entraîne une pression additionnelle sur les finances publiques qui se traduit par des taux d'imposition plus élevés et augmente à nouveau les incitations à se soustraire aux impôts et à se réfugier dans l'informel. Au delà d'un certain seuil, l'augmentation de la pression fiscale a des effets négatifs lorsque les États ne font pas attention aux modalités pratiques de sa mise œuvre (Jacquemot et Raffinot, 2018). C'est pour cette raison que le Fonds Monétaire international préconise aux pays de baisser les taux d'imposition nominaux et d'élargir la base taxable. Ces recommandations sont importantes afin d'encourager les entreprises à se régulariser. Ceci va en faveur d'un accroissement des ressources fiscales internes mobilisables pour le financement du développement.

Selon Porta et Shleifer (2014), les entreprises informelles restent en permanence dans l'informel. Elles sont extrêmement improductives et il est peu probable qu'elles deviennent formelles. Or une augmentation de la taille du secteur informel nuit à la croissance en réduisant la disponibilité des services publics pour tout le monde dans l'économie et en augmentant le nombre d'activités qui utilisent certains services publics existants de manière moins efficace ou pas du tout (Loayza, 1996).

Par ailleurs, Maiti et Bhattacharyya (2020) développent un modèle de croissance à deux secteurs avec des secteurs formels et informels — où les travailleurs qui ne trouvent pas d'emploi dans le secteur formel cherchent à travailler dans le secteur informel pour survivre — pour une économie soucieuse de la redistribution. Selon les auteurs, le fossé technologique entre secteurs formel et informel et la rigidité du travail expliquent la dualité. D'un premier point de vue, afin de subventionner les revenus informels et financer les infrastructures publiques, l'État peut taxer le secteur formel. Deuxièmement, l'État peut choisir une application coûteuse qui correspond à une variété de composantes distinctes allant de la sécurité des droits de propriété et de l'intégrité des contrats au contrôle des corruptions, pour favoriser le secteur formel et décourager le secteur informel. En outre, Maiti et Bhattacharyya (2020) observent qu'une application plus faible requise pour tenir compte d'un certain degré d'informalité, qui libère la charge fiscale du secteur formel nécessaire à la redistribution, peut accélérer le taux de croissance. Mais une application suffisamment faible favorise l'expansion du secteur informel et freine le taux de croissance. Les activités formelles et informelles sont affectées de façon différente selon le choix d'application opéré par le gouvernement. Pendant que la simultanéité des choix implique la croissance, le choix de la fiscalité quant à elle ne réduit que les activités formelles. Leur étude révèle l'existence d'une relation en forme de  $U$  inversé entre le taux de croissance et le niveau d'exécution des lois.

La politique budgétaire est procyclique dans de nombreux pays en développement (Talvi et Végh, 2005 ; Alesina, Campante et Tabellini, 2008). En analysant dans 78 pays en développement la relation entre la procyclicité de la politique budgétaire et la taille du secteur informel sur la période de 1960 à 2007, Çiçek et Elgin (2011) montrent que cette procyclicité est plus prononcée dans les pays où l'activité informelle est plus importante et que les politiques qui réduisent la taille de l'économie informelle conduisent à une réponse budgétaire moins procyclique et plus anticyclique aux chocs. Sans doute, la croissance économique est un remède efficace à l'informalité car bien que lentement, l'informalité diminue avec le développement (Porta et Shleifer, 2014).

Wu et Schneider (2019) utilisent un ensemble de données de 158 pays sur la période de 1996 à 2015 pour explorer la relation non-linéaire à long terme entre l'économie informelle et le niveau de développement. Leur étude révèle une solide relation en forme de  $U$  entre la taille du secteur informel et le PIB par tête. L'interprétation qu'ils font de leurs résultats est que l'économie informelle a tendance à augmenter lorsque le développement économique dépasse un certain seuil ou du moins ne disparaît pas.

Mazhar et Méon (2017) analysent l'impact du secteur informel sur l'inflation et la fiscalité dans 153 pays développés et en développement sur la période de 1999 à 2007. Les auteurs observent une relation positive entre l'inflation et la taille de l'économie informelle et une relation négative entre la charge fiscale et la taille de l'économie informelle. Ils remarquent que les deux relations sont conditionnelles à l'indépendance de la Banque Centrale et au régime de taux de change et concluent que c'est la plus forte des structures institutionnelles qui contraint le moins la politique monétaire. En effet, la relation est plus forte dans les pays où la Banque Centrale n'est pas indépendante et insignifiante là où les Banques Centrales ont une indépendance plus grande. Ils constatent également que la relation est la plus forte dans les régimes de change flexibles. En outre, l'analyse de Mazhar et Méon (2017) montre que l'augmentation du secteur informel force les gouvernements à recourir à d'autres moyens pour financer leurs dépenses. En conséquence, une économie informelle plus large devrait inciter les gouvernements à déplacer les sources de revenus des impôts vers l'inflation, conformément au motif des finances publiques de l'inflation.

Explorant les effets du secteur informel sur les recettes fiscales sur la même période 1999 - 2007 dans les pays africains, Kodila-Tedika et Mutascu (2014) révèlent que l'évolution de l'économie informelle a un impact significatif et négatif sur l'évolution des recettes fiscales. Autrement dit, les recettes fiscales sont une fonction décroissante des activités informelles. Leurs résultats plaident pour un meilleur contrôle et une formalisation du secteur informel afin d'optimiser la mobilisation des recettes fiscales

dans les pays en étude.

## 3 Stratégie empirique et données de l'étude

### 3.1 Stratégie économétrique

Pour étudier l'impact du poids du secteur informel sur les performances budgétaires, nous recourons à la méthodologie des régressions quantiles sur données de panel.

Initialement développées par [Koenker et Bassett \(1978\)](#), les régressions quantiles sont une alternative à la régression des moindres carrés ordinaires (MCO). En lieu et place de la somme des écarts au carré, c'est la somme des écarts absolus qui est minimisée dans les régressions quantiles. Ainsi, l'avantage de ce modèle réside dans le fait qu'il assure une forme de robustesse qui fait défaut dans de nombreuses procédures statistiques conventionnelles notamment celles des moindres carrés ordinaires qui minimisent la somme des résidus au carré. La méthode de régression quantile fournit des informations qui complètent celles fournies par les MCO et aide à explorer les effets hétérogènes. Elle évalue les effets des variables explicatives sur les différentes échelles de la répartition de la variable dépendante.

En effet, le principe de cette approche se base sur un principe proche de celui de la régression linéaire classique (MCO) et suppose que les quantiles conditionnels de la variable d'intérêt sont linéaires<sup>1</sup>. Les régressions quantiles offrent de ce fait une description plus fournie et permettent d'analyser l'ensemble de la distribution conditionnelle de la variable étudiée et pas que sa moyenne. Les coefficients des paramètres de la régression quantile minimisent la somme des fonctions de pertes de contrôle des résidus. Le modèle de régression pour le quantile de niveau  $\tau$  est spécifié comme suit :

$$Q_\tau(y_i) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)X_{i1} + \dots + \beta_p(\tau)X_{ip}, i = 1, \dots, n \quad (1)$$

dans lequel les paramètres  $\beta_j(\tau)$  sont estimés de la manière suivante :

$$\underset{\beta_0, \dots, \beta_p}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - (\beta_0 + X_{i1}\beta_1 + \dots + X_{ip}\beta_p)) \quad (2)$$

où  $\rho_\tau(r) = \tau \max(0, r) + (1 - \tau) \max(0, -r)$

---

1. Les moindres carrés ordinaires (MCO) se fondent sur une modélisation linéaire de l'espérance conditionnelle de la variable explicative en fonction de ses déterminants.

En plus de fournir une caractérisation complète de la distribution conditionnelle, les régressions quantiles sont robustes aux valeurs aberrantes dans un contexte de données de panel. Elles sont en outre plus adaptées en présence de variables censurées ou tronquées, en présence de valeurs extrêmes et en présence de non linéarité.

Les régressions quantiles apparaissent de ce fait très intéressantes pour l'évaluation des politiques publiques. Nous mesurons les effets des différentes variables explicatives du modèle en neuf différents niveaux de la distribution<sup>2</sup> des variables dépendantes (recettes publiques, dépenses publiques et solde budgétaire) en tenant compte de l'hétérogénéité entre les pays.

### 3.2 Estimation quantile à régresseurs endogènes avec prise en compte des effets fixes

Il existe une vaste littérature qui emploie les régressions quantiles (entre autres, [Buchinsky, 1998](#) ; [Melly, 2005](#) ; [Bollaerts, Eilers et Aerts, 2006](#) ; [Coad et Rao, 2008](#) ; [Canay, 2011](#) ; [Garsaa, Levratto et Tessier, 2014](#) ; [Dang, Houanti et Bonnand, 2016](#) ; [Zhang, 2016](#) ; [Koenker, 2017](#) ; [Machado et Silva, 2019](#) ; [Harding et Lamarche, 2019](#)). Dans cette étude, nous utilisons l'estimateur proposé par [Machado et Silva \(2019\)](#) qui est un modèle d'estimation de la fonction d'échelle et d'emplacement. Les auteurs proposent un modèle de données de panel avec effets individuels et un modèle avec des variables explicatives endogènes. A l'instar des régressions quantiles traditionnelles, leur modèle permet d'estimer des régressions quantiles en évaluant des moyennes conditionnelles. Cependant, les quantiles conditionnels sont obtenus ici par la combinaison des estimations des fonctions d'emplacement et d'échelle de la variable à expliquer. Les informations fournies par la moyenne conditionnelle et la fonction d'échelle conditionnelle sont équivalentes aux informations fournies par les régressions quantiles traditionnels en ce sens que ces fonctions caractérisent complètement la façon dont les régresseurs affectent la distribution conditionnelle dans son ensemble.

Le modèle de [Machado et Silva \(2019\)](#) est utilisé par [Dufrenot et Suarez \(2019\)](#) pour étudier la soutenabilité des finances publiques en Europe. Ce modèle tient compte du caractère hétéroscédastique des résidus de la régression lorsqu'on effectue une étude empirique sur les finances publiques<sup>3</sup>. Ainsi, notre estimation ne suppose pas de pentes homogènes entre les pays et les années, mais emploie les informations des différents déciles de la distribution conditionnelle des variables budgétaires. De plus,

---

2. L'estimateur des moindres carrés ordinaires ne mesure que l'effet moyen des variables explicatives sur la variable dépendante.

3. Pour plus de détails, voir [Machado et Silva \(2019\)](#)

la spécification du modèle permet de prendre en compte d'autres spécifications telles que les modèles à hétéroscédasticité multiple.

Par ailleurs, l'avantage de l'approche de [Machado et Silva \(2019\)](#) réside dans le fait qu'elle permet d'utiliser des méthodes qui ne sont valables que pour l'estimation des moyennes conditionnelles, telles que la différenciation des effets individuels dans les modèles de données de panel, tout en fournissant des informations sur la manière dont les régresseurs affectent l'ensemble de la distribution conditionnelle. Notre estimateur nous permet donc de contrôler l'hétérogénéité spécifique à chaque pays. En plus de faciliter considérablement l'estimation de modèles complexes<sup>4</sup>, l'approche conduit également à des estimations des régressions quantiles qui ne se croisent pas, une condition cruciale souvent ignorée dans les applications empiriques. L'estimateur ainsi proposé par [Machado et Silva \(2019\)](#) s'écrit sous la forme d'une équation :

$$y_{it} = \gamma_i + X'_{it}\delta + [\mu_i(\tau) + Z'_{it}\omega(\tau)]\epsilon_{it} \quad (3)$$

dans laquelle  $\epsilon \approx iid(0, 1)$ ,  $X_{it}$  représente l'ensemble des variables explicatives et  $Z$  l'ensemble des variables qui sont sources de résidus hétéroscédastiques.

Lorsque l'ensemble des variables  $Z$  équivaut à celui des variables explicatives  $X$ , les estimations des coefficients sont obtenues par un estimateur de la méthode des moments généralisés (GMM) et la fonction de quantile conditionnelle devient :

$$Q_\tau[y_{it}/X_{it}] = \Theta_i^1(\tau) + X'_{it}\Theta_i^2(\tau) \quad (4a)$$

$$\Theta_i^1(\tau) = \gamma_i + \mu_i(\tau) \text{ et } \Theta_i^2(\tau) = \delta + \omega(\tau) \quad (4b)$$

### 3.3 Données de l'étude

Nous utilisons pour notre étude un panel non cylindré de 100 pays en développement et économies émergentes sur la période de 1998 - 2017 pour lesquels les données sur les finances publiques des pays en développement sont les plus renseignées. Les variables budgétaires considérées dans cette étude sont les déficits budgétaires, les recettes totales, dépenses publiques totales, les recettes fiscales et les dépenses sociales (transferts et subventions de l'État). Toutes ces cinq variables sont exprimées en % du PIB. Elles constituent les variables dépendantes de notre modèle. A l'exception des dépenses de transferts et de subvention qui proviennent du World Development Indicator (WDI) de la Banque mondiale, toutes les autres variables sont issues des bases de données sur les perspectives de l'économie mondiale (World Economic

---

4. Dans des situations où l'utilisation des quantiles traditionnels semble difficile ou impossible, l'approche de [Machado et Silva \(2019\)](#) fournit un moyen simple pour estimer les régressions quantiles

Outlook (WEO)) et les statistiques des finances publiques (Government Finance Statistics (GFS)) du Fonds Monétaire International (FMI).

Nous considérons comme variable explicative d'intérêt, le taux d'activité informelle (TAI) dans les économies. Il mesure la part dans le PIB de la production estimée de toutes les activités économiques qui sont cachées aux autorités officielles pour des raisons monétaires, réglementaires et institutionnelles. Cette variable est construite par [Medina et Schneider \(2018\)](#). A cette principale variable explicative, nous ajoutons d'autres variables de contrôles à savoir la mesure des chocs extérieurs (CEXT), le niveau de développement financier (DF) et la mesure de la maîtrise des dépenses publiques (MDP) par le Gouvernement. Ces variables de contrôle sont issues de l'étude sur les déterminants structurels des déficits budgétaires dans les pays en développement et marchés émergents. Elles sont le résultat d'une analyse des bornes extrêmes (en anglais "Extreme Bounds Analysis (EBA)"). Pour rappel, la mesure du choc extérieur est le produit du degré d'ouverture (importations + exportations rapportées au PIB) et de la variation des termes de l'échange comme le définit [Morrison \(1982\)](#). La maîtrise des dépenses publiques mesure quant à elle la capacité des pouvoirs publics à contrôler les dépenses publiques en situation de forte variation des recettes publiques. Elle est également mesurée suivant l'approche proposée par [Morrison \(1982\)](#).

A noter que comme [Machado et Silva \(2019\)](#), nous considérons le solde budgétaire retardé d'une période parmi les variables explicatives pour tenir compte de l'effet dynamique de la politique budgétaire. Cette même variable est incluse dans les équations concernant les dépenses publiques pour tenir compte de la pression de niveau de déficit passé sur les dépenses en cours. Puisque le déficit public retardé est contenu dans la dette courante, cette dernière n'est pas incluse dans les estimations bien que révélée comme variable explicative importante dans l'analyse EBA. Enfin dans les régressions sur les recettes publiques (fiscales), nous intégrons également l'endogène retardée parmi les régresseurs. Les statistiques descriptives sur les différentes variables utilisées sont présentées dans le Tableau 1.

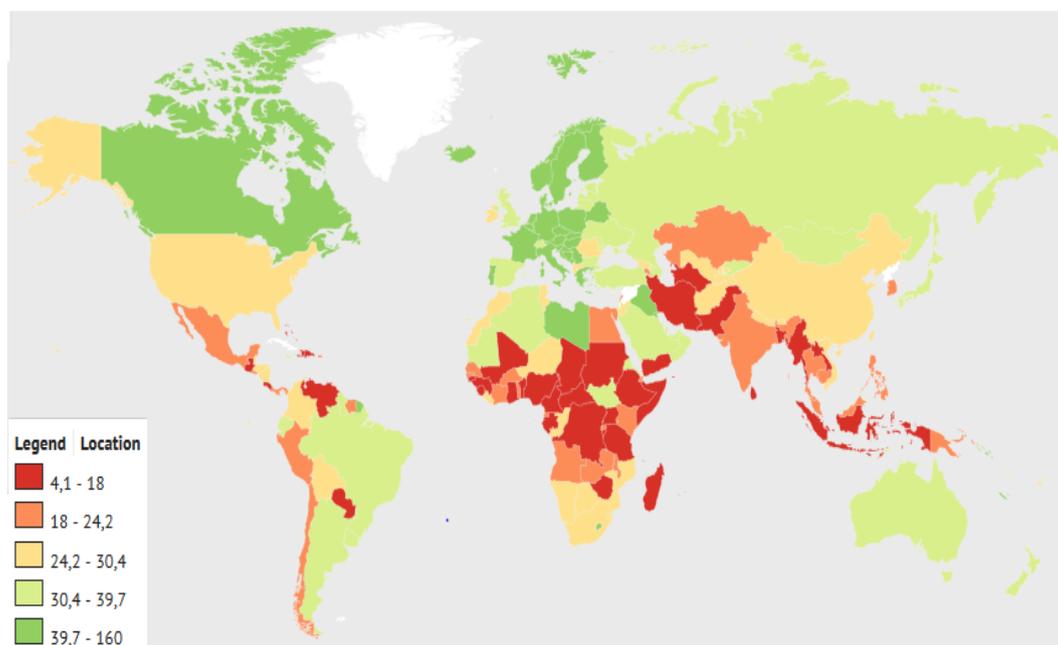
Les Figures 2 et 3 donnent un panorama respectivement des recettes publiques (en pourcentage du PIB) et des dépenses publiques (en pourcentage du PIB) dans le monde en 2018. Elles révèlent le très faible niveau des recettes publiques et par conséquent des dépenses publiques dans la plupart des pays en développement et marchés émergents (Afrique subsaharienne, Amérique latine, Asie). En effet, le faible niveau de mobilisation des ressources domestiques contraint le niveau des dépenses publiques y compris des dépenses sociales qui dépendent beaucoup de l'aide publique au développement. Malheureusement, la tendance globale de l'aide au développement est à la baisse. La situation est particulièrement préoccupante puisque les recettes publiques des pays sont pour la plupart inférieures à 18% du

TABLE 1 – Statistiques descriptives

Variabes	Obs.	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<b>Variabes à expliquer</b>					
Solde budgétaire (SB)	2 180	-2.281	5.295	-28.624	40.34
Recettes publiques (RP)	2 180	24.839	9.812	0.637	63.09
Dépenses publiques (DP)	2 183	27.129	9.490	2.147	61.713
Recettes fiscales (RF)	1 261	15.711	6.023	0.043	39.258
Transferts et subventions (TS)	1 164	8.097	5.963	0.043	30.879
<b>Variabes explicatives</b>					
Taux activité informelle (TAI)	1 836	34.512	10.822	8.34	71.27
Chocs extérieurs (CEXT)	1 967	1.005	7.880	-44.135	157.560
Développement financier (DF)	2 165	32.131	24.846	0.403	156.809
Maitrise dépenses publiques (MDP)	2 200	99.601	25.166	12.333	283.306

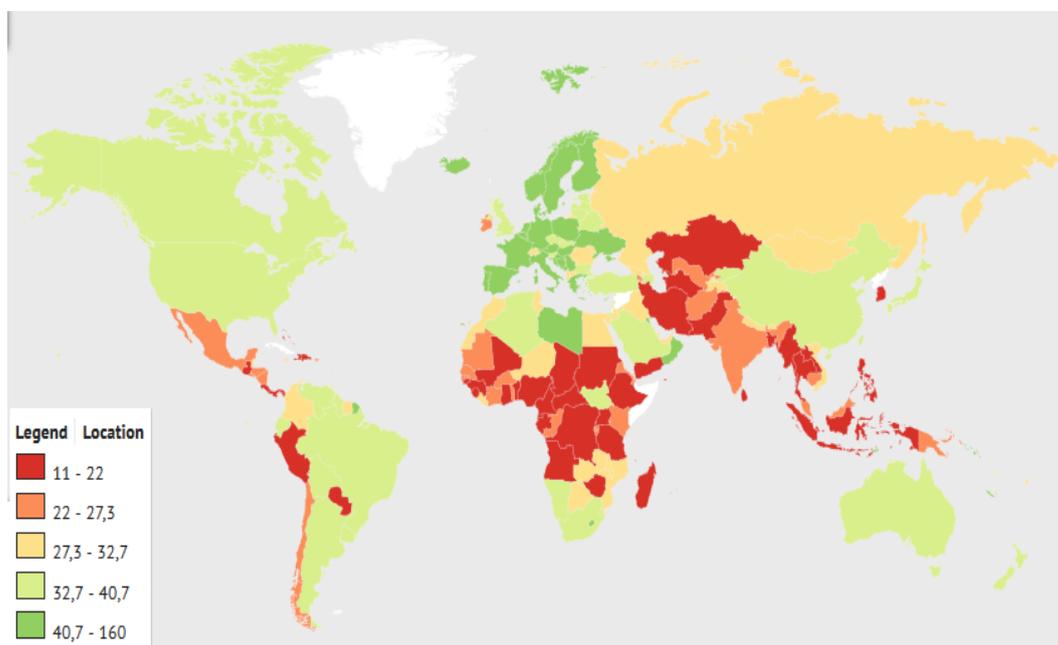
PIB. Il en résulte que les dépenses publiques ne dépassent pas 22% du PIB. Il est donc évident que pour financer leur développement, les pays à faible revenu et les économies émergentes, surtout ceux de l'Afrique subsaharienne, doivent faire des efforts importants de mobilisation de ressources domestiques.

FIGURE 2 – Recettes publiques (en pourcentage du PIB) en 2018



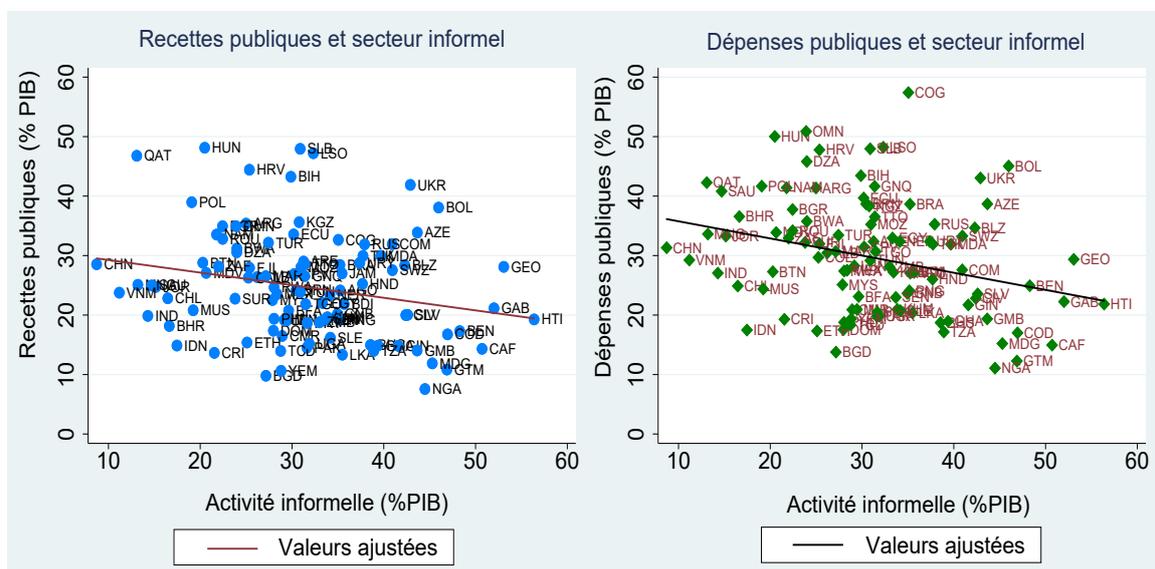
Notes : Les données proviennent des bases de données du Fonds Monétaire International (FMI).

FIGURE 3 – Dépenses publiques (en pourcentage du PIB) en 2018



Notes : Les données proviennent des bases de données du Fonds Monétaire International (FMI).

FIGURE 4 – Activité informelles et finances publiques en 2015



Notes : Les données sur les finances publiques proviennent des bases de données du Fonds Monétaire International (FMI). La variable de l'activité informelle — la production estimée de toutes les activités économiques qui sont cachées aux autorités officielles pour des raisons monétaires, réglementaires et institutionnelles — en pourcentage du PIB, est construite par [Medina et Schneider \(2018\)](#).

La Figure 4 montre que le taux d'activité informelle n'est pas étranger à la situation des finances publiques dans les pays en développement et économies émergentes. En effet, on s'aperçoit que tant les recettes publiques que les dépenses publiques sont négativement corrélées avec le taux d'activité informelle. Il n'est donc pas farfelu de s'avancer en disant que le développement de l'activité informelle, en amenuisant les recettes publiques, contraint les dépenses publiques à diminuer. Mais ces observations graphiques ne suffisent pas pour conclure définitivement. Les résultats de l'étude empirique permettront d'avoir une vue plus claire sur cette question de l'impact du taux d'activité informelle sur les finances publiques.

## 4 Résultats empiriques

Nous présentons dans un premier temps les résultats sur l'impact du taux d'activité informelle sur le solde budgétaire et ses composantes à savoir les recettes et les dépenses totales. Dans un deuxième temps, nous examinerons l'impact de l'informel sur les recettes fiscales et les dépenses sociales qui sont respectivement des composantes des recettes et des dépenses totales. Enfin, nous aborderons la problématique des différences régionales en analysant la question de l'impact de l'informel selon les régions.

### 4.1 Impact de l'informel sur le solde budgétaire et ses composantes

Le Tableau 2 présente les résultats de l'impact de l'informel sur le solde budgétaire à partir des régressions quantiles sur données de panel. Comme exposé précédemment, nous utilisons l'approche développée par Machado et Silva (2019). Les résultats sont présentés suivants les différents déciles allant du premier au neuvième. Les résultats de ces régressions quantiles sont comparés à ceux de l'estimateur des moindres carrés ordinaires (OLS) et des effets fixes (FE). Dans ces régressions, nous introduisons l'endogène retardée parmi les variables explicatives comme dans Machado et Silva (2019) pour tenir compte des effets de persistance dans la politique budgétaire. De ce fait, le ratio de la dette publique n'est pas inclus parmi les régresseurs étant donné le lien direct entre la dette publique courante et le solde budgétaire de l'année précédente.<sup>5</sup> Les Figures A-1 et A-2 dans l'annexe montrent la distribution et la densité du noyau du solde budgétaire (en % du PIB). On observe une distribution

---

5. Les variables de contrôle sont issues d'une étude sur les déterminants robustes du solde budgétaire (voir Gnimassoun et Do Santos, 2020)

non-linéaire du solde budgétaire. Environ 80% des données sur cette variable sont négatives ; ce qui montre la nature déficitaire des finances publiques dans la majorité des pays étudiés. Les régressions quantiles apparaissent ainsi comme une bonne méthode pour appréhender la non linéarité des données.

En ce qui concerne notre variable d'intérêt (le taux d'activité informelle, TAI), les résultats montrent qu'elle a un impact négatif et significatif sur le solde budgétaire quel que soit le décile à l'exception du neuvième. Les résultats sont significatifs au seuil de 1% du premier au huitième décile et on s'aperçoit que le coefficient associé au TAI diminue avec les déciles. En d'autres termes, l'impact du taux d'activité informelle est plus important dans les pays avec de faibles performances budgétaires. Alors qu'une augmentation du taux d'activité informelle de 1% entraîne une dégradation du solde budgétaire de 0,18% dans le premier décile, elle n'induit qu'une baisse du solde budgétaire de 0,9% dans le huitième décile, soit la moitié. Ainsi, les pays ayant des difficultés de finances publiques sont les plus vulnérables au développement de l'activité informelle. Comparées aux régressions quantiles, les régressions OLS sous-estiment l'impact du TAI. Les résultats du modèle FE montrent que l'impact du TAI est significatif et correspond à celui de la médiane des données. Néanmoins, on perdrait le caractère non-linéaire des résultats avec un tel estimateur. L'impact négatif du taux d'activité informelle sur les finances publiques est également mis en évidence dans d'autres travaux (Schneider et Enste, 2000 ; Feld et Schneider, 2010 ; Kodila-Tedika et Mutascu, 2014 ; Mazhar et Méon, 2017). Le nôtre a l'avantage de révéler l'impact non-linéaire de cette variable.

TABLE 2 – Impact non-linéaire du taux d'activité informelle sur le déficit budgétaire

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	0.28*** (0.08)	0.32*** (0.06)	0.34*** (0.05)	0.37*** (0.04)	0.38*** (0.04)	0.40*** (0.05)	0.42*** (0.05)	0.45*** (0.06)	0.49*** (0.08)	0.59*** (0.02)	0.38*** (0.02)
TAI	-0.18*** (0.05)	-0.16*** (0.04)	-0.14*** (0.03)	-0.13*** (0.03)	-0.12*** (0.03)	-0.11*** (0.03)	-0.10*** (0.03)	-0.09** (0.04)	-0.07 (0.06)	-0.02* (0.01)	-0.12*** (0.03)
CEXT	0.08* (0.05)	0.10*** (0.04)	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.16*** (0.03)	0.17*** (0.04)	0.19*** (0.05)	0.15*** (0.01)	0.14*** (0.01)
DF	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.02)	-0.04* (0.02)	-0.01*** (0.00)	-0.05*** (0.01)
MDP	0.03** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.04*** (0.00)
Cst										-2.26*** (0.60)	0.79 (1.30)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.48	0.28
Nb de id											100

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Outre notre variable d'intérêt, les résultats montrent que l'effet d'autres variables

dépend du décile considéré du solde budgétaire. En effet, nous trouvons que la persistance du solde budgétaire augmente avec le décile. La persistance du solde budgétaire est plus importante pour les pays ayant les meilleures performances budgétaires. L'impact des chocs extérieurs est aussi plus important pour les déciles supérieurs. Ce résultat peut être expliqué par le fait que les pays ayant de bonnes performances budgétaires sont souvent les plus exposés aux chocs des termes de l'échange. Nous trouvons également que l'effet négatif du développement financier sur le solde budgétaire décroît avec le décile. L'effet négatif du développement est mis en évidence dans d'autres travaux empiriques (voir entre autres, [Woo, 2003](#), [Steiner, 2017](#)) qui indiquent que du fait de la facilité de financement qu'offre le secteur financier, les pays dans lesquels ce secteur est développé ont tendance à creuser davantage leur déficit budgétaire. En revanche, l'impact de la variable de maîtrise des dépenses publiques est relativement stable. Une bonne gestion des dépenses publiques permet d'améliorer les performances des finances publiques. Ce résultat est conforme à celui de [Morrison \(1982\)](#).

Les résultats des régressions sur l'impact du taux d'activité informelle sur les recettes publiques sont reportés dans le Tableau 3.<sup>6</sup> Ces résultats montrent que l'impact du taux d'activité informelle sur les recettes publiques est non-linéaire et dépend du décile considéré. L'augmentation de la taille du secteur informel impacte négativement et significativement les recettes publiques du premier décile au huitième décile avec un impact qui baisse progressivement. Une hausse du taux d'activité informelle de 1% induit une baisse significative des recettes publiques de 0,24% dans le premier décile. La baisse des recettes publiques diminue de moitié dans le huitième décile et n'est pas significative dans le neuvième. Du premier au huitième décile, l'impact est significatif à 1%. Autrement dit, la propagation de l'activité informelle est plus nuisible aux recettes publiques dans les pays à faible niveau de mobilisation de recettes publiques. Ce résultat confirme donc que le secteur informel est un enjeu important des finances publiques dans les pays à faibles ressources budgétaires. Ici aussi, nous constatons que des régressions sans effets fixes (OLS) auraient sous-estimées l'impact du secteur informel sur les recettes publiques. De même l'estimateur des effets fixes (FE) seul aurait permis de saisir un résultat proche de l'effet médian et aurait occulté l'hétérogénéité de l'impact selon des déciles. Les régressions quantiles avec effets fixes permettent donc de mieux saisir l'impact du TAI. Par ailleurs les résultats montrent que la persistance dans la mobilisation des recettes publiques dépend des déciles et est plus importante pour les déciles supérieurs. L'estimateur OLS surestime la persistance des recettes publiques tandis que l'estimateur FE capte l'effet médian. Les impacts des chocs extérieurs (positifs)

---

6. Les Figures A-3 et A-4 dans l'annexe montrent la distribution et la densité du noyau des recettes publiques totales (en % du PIB). Ces figures révèlent le caractère non-linéaire de la distribution des recettes publiques.

et de la (bonne) gestion des dépenses publiques sont positifs mais leur significativité dépend des déciles. Le développement financier n'impacte pas significativement le niveau de mobilisation des recettes publiques.

TABLE 3 – Impact du taux d'activité informelle sur les recettes publiques

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.RP	0.37*** (0.08)	0.41*** (0.06)	0.44*** (0.05)	0.47*** (0.04)	0.49*** (0.04)	0.51*** (0.05)	0.54*** (0.05)	0.57*** (0.06)	0.61*** (0.08)	0.89*** (0.01)	0.49*** (0.02)
TAI	-0.24*** (0.06)	-0.21*** (0.04)	-0.19*** (0.03)	-0.18*** (0.03)	-0.17*** (0.03)	-0.15*** (0.03)	-0.14*** (0.04)	-0.12*** (0.05)	-0.10 (0.06)	-0.02** (0.01)	-0.16*** (0.03)
CEXT	0.03 (0.04)	0.05 (0.03)	0.06** (0.03)	0.07*** (0.02)	0.08*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.10*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.13*** (0.05)	0.10*** (0.01)	0.08*** (0.01)
DF	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.02)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
MDP	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01* (0.01)	0.02** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.03** (0.01)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Cst										2.33*** (0.64)	16.32*** (1.38)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.85	0.31
Nb de id											100

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Si le taux d'activité informelle impacte négativement les recettes publiques, son effet sur les dépenses publiques n'est pas nul.<sup>7</sup> Les résultats des régressions quantiles de l'impact du TAI sur les dépenses publiques sont reportés dans le tableau 4. Bien que que les dépenses publiques (en %) représentent notre variable dépendante ici, nous introduisons à la place des dépenses publiques retardées d'une période, le solde budgétaire retardé d'une période pour capter l'effet des déficits passés sur les dépenses publiques courantes. Ces résultats indiquent que le TAI affectent négativement et significativement les dépenses publiques quel que soit le décile. L'impact reste relativement comparable entre les déciles même s'il diminue légèrement. Ainsi, il ressort qu'en amenuisant les recettes publiques, le développement de l'activité informelle restraint les Gouvernements dans leurs dépenses publiques et de ce fait pénalise tous les agents économiques y compris ceux qui sont dans le formel et qui pourraient profiter de la hausse des dépenses publiques. Cependant, l'effet négatif du secteur informel est plus élevé sur les recettes publiques que sur les dépenses publiques; ce qui justifie son impact négatif et significatif sur le solde budgétaire comme nous l'avons observé précédemment. On constate que l'estimateur OLS surestime l'impact du TAI sur les dépenses publiques. Par ailleurs, un accroissement des déficits budgétaires du passé induit une restriction budgétaire

7. Les Figures A-5 et A-6 dans l'annexe montrent la distribution et la densité du noyau des dépenses publiques totales (en % du PIB). Ces figures révèlent le caractère non-linéaire de la distribution des dépenses publiques.

courante; ce qui montre que les États ont tendance à se “serrer la ceinture” lorsqu’ils ont eu des dépenses passées supérieures à leurs recettes passées. Curieusement nous trouvons que les chocs extérieurs positifs sont propices à la réduction des dépenses publiques. Cependant le développement financier favorise l’accroissement des dépenses publiques dans les pays en développement et marchés émergents avec un impact relativement stable. Enfin le contrôle des dépenses publiques est favorable à leur réduction surtout dans les pays les plus dépensiers.

TABLE 4 – Impact du taux d’activité informelle sur les dépenses publiques

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	-0.21*** (0.05)	-0.20*** (0.04)	-0.20*** (0.04)	-0.19*** (0.03)	-0.19*** (0.03)	-0.19*** (0.03)	-0.18*** (0.04)	-0.18*** (0.05)	-0.17*** (0.06)	-0.10** (0.04)	-0.19*** (0.02)
TAI	-0.17*** (0.05)	-0.16*** (0.04)	-0.16*** (0.04)	-0.16*** (0.03)	-0.15*** (0.03)	-0.15*** (0.03)	-0.15*** (0.04)	-0.14*** (0.05)	-0.14** (0.06)	-0.22*** (0.02)	-0.15*** (0.03)
CEXT	-0.06** (0.03)	-0.06*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.09*** (0.03)	-0.10*** (0.03)	-0.04* (0.03)	-0.08*** (0.01)
DF	0.09*** (0.02)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.10*** (0.02)	0.10*** (0.02)	0.06*** (0.01)	0.09*** (0.01)
MDP	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.00)
Cst										29.55*** (1.32)	30.61*** (1.29)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.13	0.17
Nb de id											100

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

## 4.2 Impact de l’activité informel sur les recettes fiscales et les dépenses sociales

Les résultats des régressions quantiles de l’impact du taux d’activité informelle (TAI) sur les recettes fiscales sont présentés dans le Tableau 5<sup>8</sup>. D’après ces résultats, l’impact du TAI sur les recettes fiscales est non-linéaire et dépend du décile considéré. Du premier décile au sixième décile, l’augmentation de la taille du secteur informel impacte négativement et significativement les recettes fiscales avec un effet qui baisse sensiblement avec les déciles. Une hausse du TAI de 1% entraîne une baisse significative des recettes fiscales de 0,10% dans le premier décile. L’impact est significatif à 1% du premier au cinquième décile, à 5% au sixième décile et n’est pas significative du septième au neuvième décile. La baisse des recettes fiscales dimi-

8. Les Figures A-7 et A-8 dans l’annexe montrent la distribution et la densité du noyau des recettes fiscales (en % du PIB). Ces figures révèlent le caractère non linéaire de la distribution des recettes fiscales.

nue de moitié dans le sixième décile. Si l'incidence négative du secteur informel est plus importante sur les recettes publiques totales que sur les recettes fiscales, la conclusion ne change pas pour autant. En effet, l'expansion de l'activité informelle est nocive aux recettes fiscales dans les pays à faible niveau de mobilisation de recettes fiscales. Ce résultat est encore une confirmation de l'enjeu important que représente le secteur informel pour les finances publiques dans les pays à faibles ressources budgétaires. Une fois encore l'estimateur OLS sous-estime l'impact négatif du secteur informel sur les finances publiques. L'estimateur FE seul aurait masqué l'hétérogénéité de l'impact selon des déciles. Encore une fois, les régressions quantiles avec effets fixes permettent de mieux saisir l'impact du taux d'activité informelle. De même, les résultats indiquent que la persistance dans la mobilisation des recettes fiscales dépend des déciles et est plus importante pour les déciles supérieurs. L'estimateur OLS surestime la persistance des recettes fiscales tandis que l'estimateur FE fournit un résultat proche de l'effet médian. L'impact des chocs extérieurs positifs sur les recettes fiscales est relativement stable mais n'est pas significatif. Le développement financier et la bonne gestion des dépenses publiques n'impactent pas le niveau de mobilisation des recettes fiscales. Avec les estimateurs OLS et FE, l'impact des chocs extérieurs sur les recettes fiscales est significatif à 5%. Notons que la dynamique des recettes fiscales dans les pays en développement et économies émergentes est largement dominée par les valeurs passées.

TABLE 5 – Impact du taux d'activité informelle sur les recettes fiscales

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.RF	0.60*** (0.09)	0.62*** (0.07)	0.64*** (0.06)	0.66*** (0.05)	0.67*** (0.05)	0.69*** (0.05)	0.71*** (0.06)	0.72*** (0.07)	0.76*** (0.10)	0.96*** (0.01)	0.68*** (0.03)
TAI	-0.10*** (0.04)	-0.09*** (0.03)	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.05** (0.02)	-0.04 (0.02)	-0.03 (0.03)	-0.00 (0.04)	0.01 (0.01)	-0.05*** (0.02)
CEXT	0.01 (0.02)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.02)	0.02** (0.01)	0.01** (0.01)
DF	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
MDP	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Cst										0.23 (0.38)	6.62*** (0.90)
Obs	913	913	913	913	913	913	913	913	913	913	913
R2										0.92	0.50
Nb de id											78

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Le Tableau 6<sup>9</sup> résume les résultats des régressions quantiles de l'impact du taux d'activité informelle sur les dépenses de transferts et les subventions de l'État. A l'instar

9. Les Figures A-9 et A-10 dans l'annexe montrent la distribution et la densité du noyau des

des dépenses publiques, nous introduisons également ici le solde budgétaire retardé d'une période à la place des dépenses sociales retardées d'une période, pour capter l'effet des déficits passés sur les dépenses sociales courantes bien que les dépenses sociales représentent notre variable dépendante. Les résultats montrent que le TAI impacte négativement et significativement les dépenses de transferts et les subventions de l'État quel que soit le décile avec un impact qui diminue progressivement. Ces résultats sont significatifs au seuil de 1% du premier au huitième décile et au seuil de 5% au neuvième décile. En outre, l'effet négatif du taux d'activité informelle est beaucoup plus élevé sur les dépenses sociales que sur les dépenses publiques totales. De ce fait, en diminuant les recettes de l'État, l'accroissement de l'activité informelle limitent davantage les dépenses sociales de l'État et ainsi pénalise tous les agents économiques surtout ceux qui sont les plus défavorisés et qui pourraient bénéficier de la hausse des dépenses sociales. Ces résultats pourraient en partie expliquer la faible accessibilité aux services sociaux de base dans plusieurs pays en développement et marchés émergents.

TABLE 6 – Impact du taux d'activité informelle sur les dépenses de transferts et les subventions de l'Etat

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	0.17 (0.16)	0.13 (0.12)	0.10 (0.10)	0.07 (0.09)	0.04 (0.08)	0.01 (0.09)	-0.01 (0.10)	-0.04 (0.11)	-0.08 (0.15)	0.23* (0.12)	0.04 (0.06)
TAI	-0.48*** (0.15)	-0.47*** (0.12)	-0.45*** (0.10)	-0.44*** (0.09)	-0.43*** (0.08)	-0.41*** (0.08)	-0.40*** (0.10)	-0.39*** (0.11)	-0.37** (0.14)	-0.01 (0.06)	-0.42*** (0.07)
CEXT	0.10 (0.08)	0.10 (0.06)	0.09* (0.05)	0.09** (0.04)	0.09** (0.04)	0.09** (0.04)	0.09* (0.05)	0.09 (0.06)	0.09 (0.07)	0.05 (0.06)	0.09*** (0.03)
DF	0.04 (0.04)	0.05 (0.03)	0.05* (0.03)	0.06** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.08*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.09** (0.04)	0.19*** (0.03)	0.07*** (0.02)
MDP	-0.01 (0.03)	-0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	0.00 (0.03)	0.01 (0.01)
Cst										26.22*** (3.67)	43.47*** (3.20)
Obs	881	881	881	881	881	881	881	881	881	881	881
R2										0.07	0.09
Nb de id											77

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Nous remarquons que l'estimateur OLS sous-estime l'impact du secteur informel sur les dépenses de transferts et subventions de l'État tandis que l'estimateur FE capte un résultat proche de l'effet médian. Par ailleurs, les déficits budgétaires du passé ne semblent pas avoir un impact significatif sur les dépenses sociales. Les chocs extérieurs positifs et le développement financier favorisent l'accroissement des dépenses sociales (en % du PIB). Ces figures révèlent le caractère non linéaire de la distribution des dépenses sociales.

dépenses sociales mais leur significativité dépend des déciles. Cependant, l'impact des chocs extérieurs positifs est relativement stable tandis que le coefficient associé au développement financier augmente avec les déciles.

### 4.3 Existe-t-il des différences régionales ?

Dans cette section nous reprenons les régressions précédentes en distinguant l'impact du taux d'activité informel selon les régions. Les résultats sont reportés dans les Tableaux A-1 à A-5. Les régions considérées sont l'Afrique subsaharienne (SSA), le Moyen-Orient et l'Afrique du Nord (MENA), l'Amérique latine et les Caraïbes (LAC), l'Asie de l'Est et le Pacifique (EAP) et l'Europe et l'Asie centrale (ECA) selon la catégorisation de la Banque mondiale. Les résultats révèlent une hétérogénéité selon les régions de l'impact du taux d'activité informelle sur les finances publiques. En effet, l'impact de l'activité informelle sur le solde budgétaire est plus significatif dans la région EAP suivie de la région ECA et dans une moindre mesure les régions MENA et SSA (voir Tableau A-1). En observant l'impact du TAI sur les recettes publiques, on s'aperçoit que cet impact est plus significatif dans la région LAC et dans une moindre mesure dans la région EAP (voir Tableau A-2). Ainsi l'Amérique latine et les Caraïbes pâtissent plus de l'impact de l'activité informelle sur les recettes publiques. De même, les dépenses publiques sont plus durement affectées par le développement de l'activité informelle dans cette région, suivie de l'Afrique subsaharienne (voir Tableau A-3). Seuls les pays à faible dépenses publiques de la région ECA sont négativement et significativement affectés par le développement du secteur informel. Bien que les recettes fiscales sont essentiellement déterminées par leur dynamique passée, nous trouvons qu'elles ont tendance à baisser sous l'effet du développement de l'informel dans la région LAC (voir Tableau A-4). Enfin les résultats indiquent que le TAI a une incidence négative plus importante sur les dépenses de transferts et les subventions dans la région MENA, suivie des régions EAP, ECA et LAC (Tableau A-5). Au total, nous trouvons que l'impact du TAI sur les finances publiques varie selon les régions.

## 5 Conclusion

Le développement du secteur informel est sujet de préoccupation majeure dans les pays en développement. Dans ce papier nous étudions l'impact du taux d'activité informelle sur les finances publiques dans 100 pays émergents et économies en développement sur la période de 1998 - 2017. Outre l'impact sur le solde budgétaire,

nous examinons, les effets du TAI sur les recettes et les dépenses publiques. Pour tenir compte de l'hétérogénéité et de la non linéarité dans l'impact du TAI, nous utilisons un modèle quantile en panel qui tient compte des effets fixes individuels.

Nos résultats montrent que le développement de l'activité informelle affecte négativement et significativement les performances budgétaires. En limitant les ressources publiques, la prolifération de l'activité informelle réduit significativement les marges de manœuvre des pouvoirs publics dans les dépenses publiques y compris les dépenses sociales. Les résultats montrent que l'impact de l'informel est plus important sur les recettes publiques que sur les dépenses publiques. Il en résulte un impact négatif et significatif sur le solde budgétaire. Plus important encore, nos résultats révèlent que les pays qui souffrent le plus du développement de l'activité informelle sont les pays les plus fragiles du point de vue budgétaire. En effet, nous montrons que l'impact de l'activité informelle sur les finances publiques varie selon les régions.

Il résulte de nos différents résultats que la lutte contre la prolifération du secteur informel est vitale pour les pays en développement et économies émergentes, en particulier pour les pays disposant de peu de ressources publiques. Ceci est d'autant plus important dans un contexte où l'aide publique au développement est en baisse continue depuis quelques années.

# Annexe

FIGURE A-1 – Distribution quantile du solde budgétaire

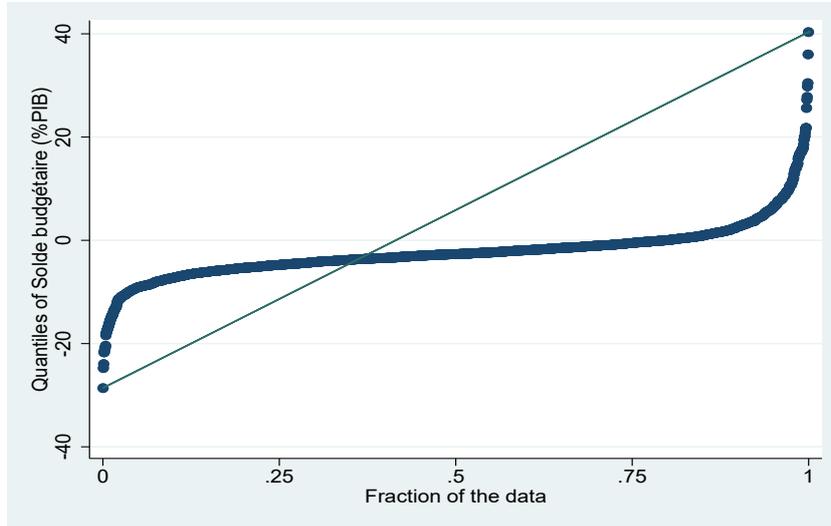


FIGURE A-2 – Tracé de densité du noyau du solde budgétaire

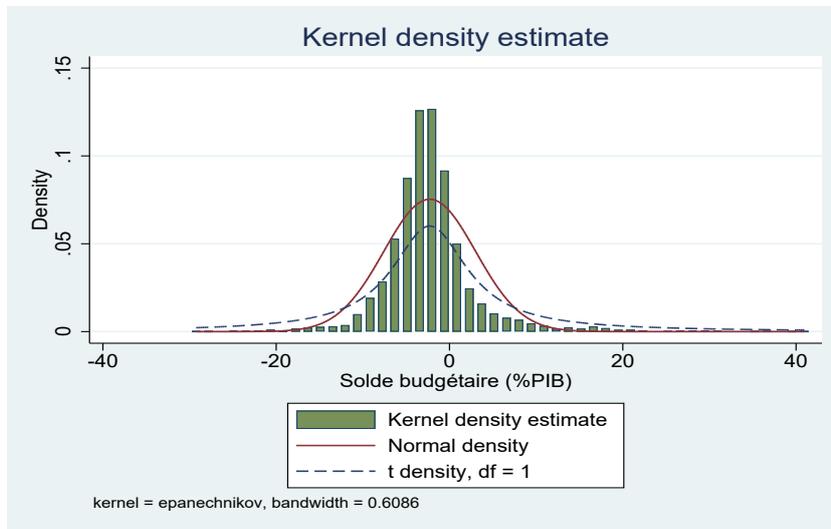


FIGURE A-3 – Distribution quantile des recettes publiques

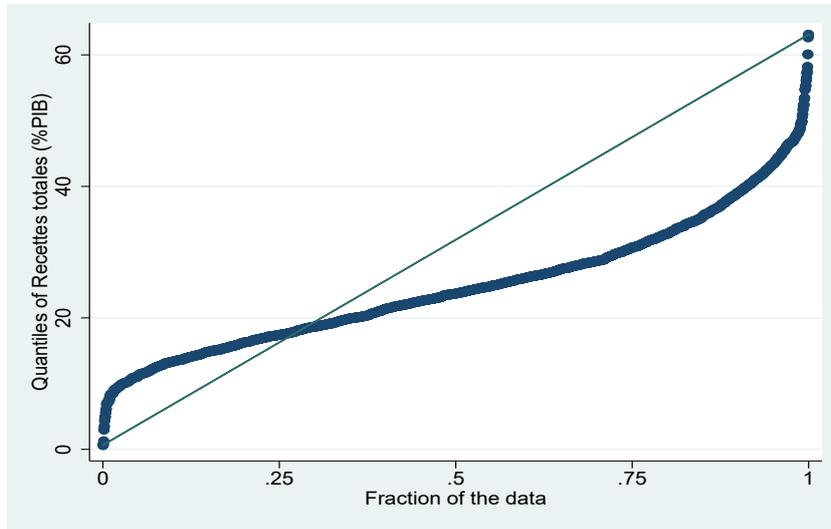


FIGURE A-4 – Tracé de densité du noyau des recettes publiques

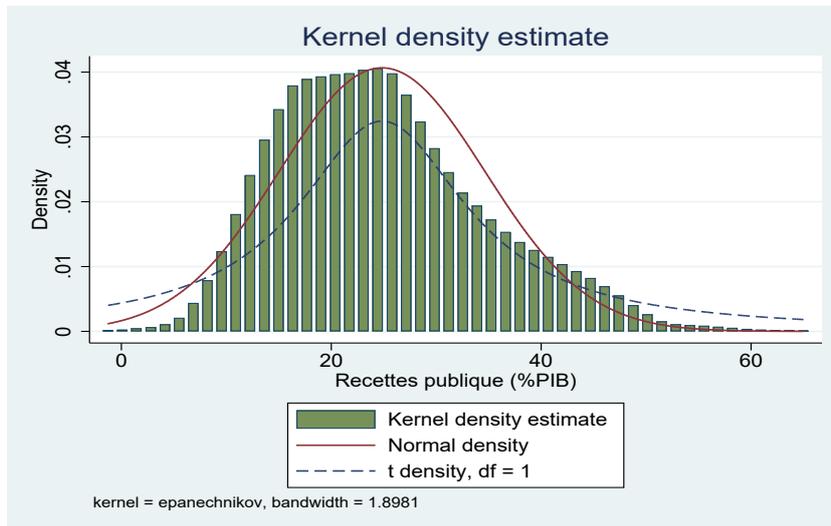


FIGURE A-5 – Distribution quantile des dépenses publiques

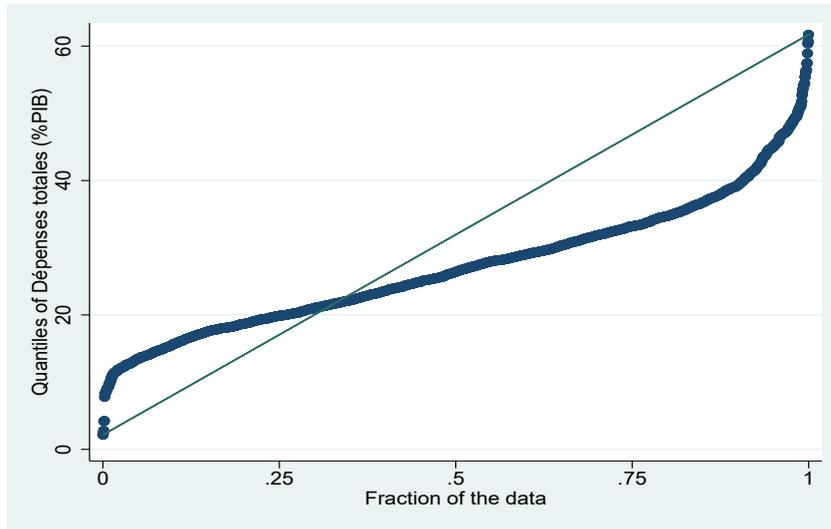


FIGURE A-6 – Tracé de densité du noyau des dépenses publiques

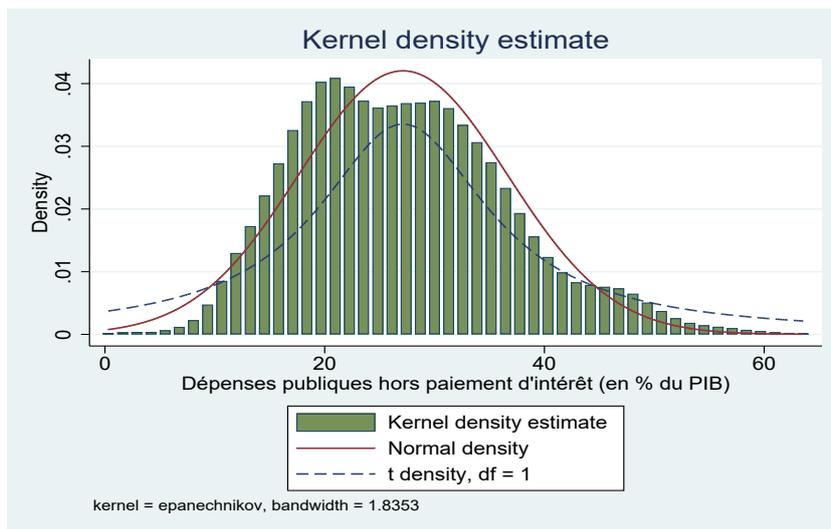


FIGURE A-7 – Distribution quantile des recettes fiscales

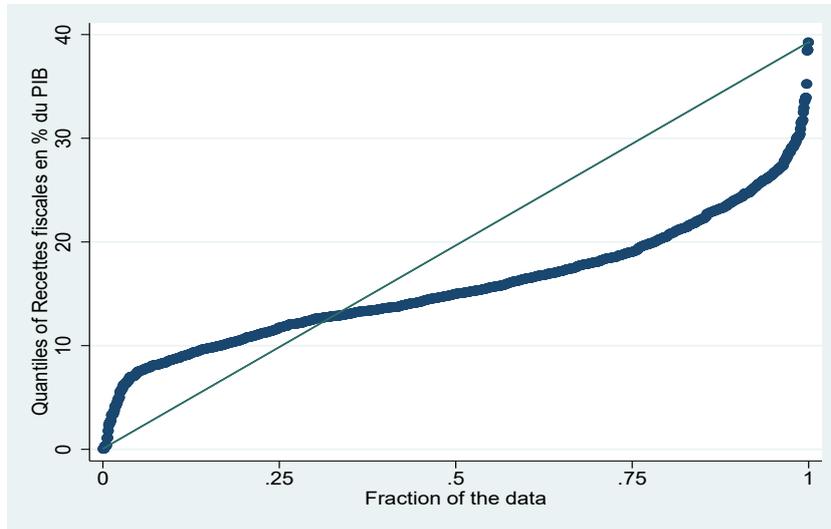


FIGURE A-8 – Tracé de densité du noyau des recettes fiscales

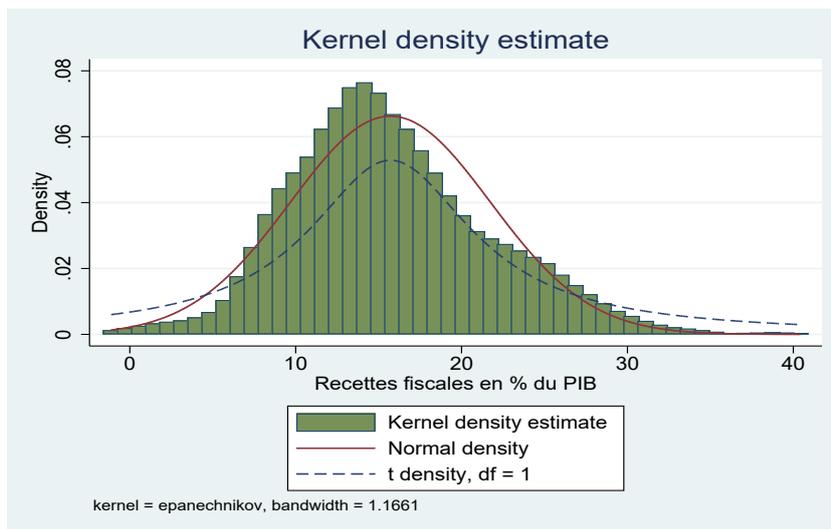


FIGURE A-9 – Distribution quantile des dépenses sociales

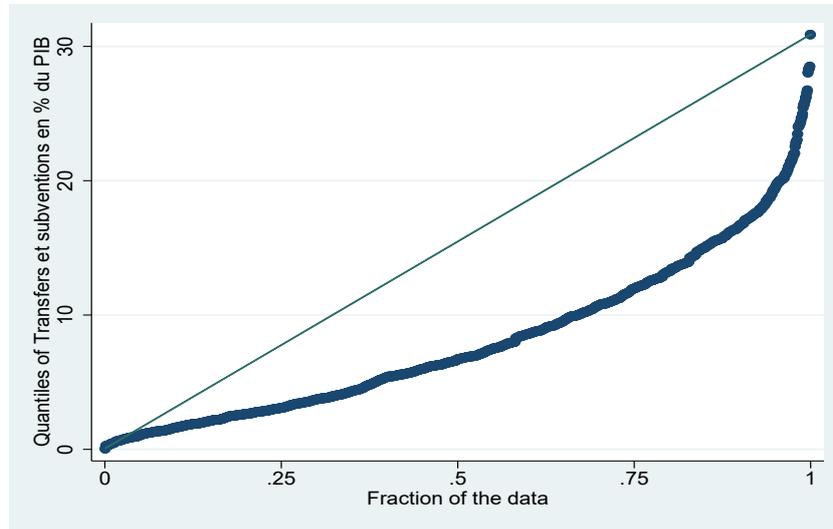


FIGURE A-10 – Tracé de densité du noyau des dépenses sociales

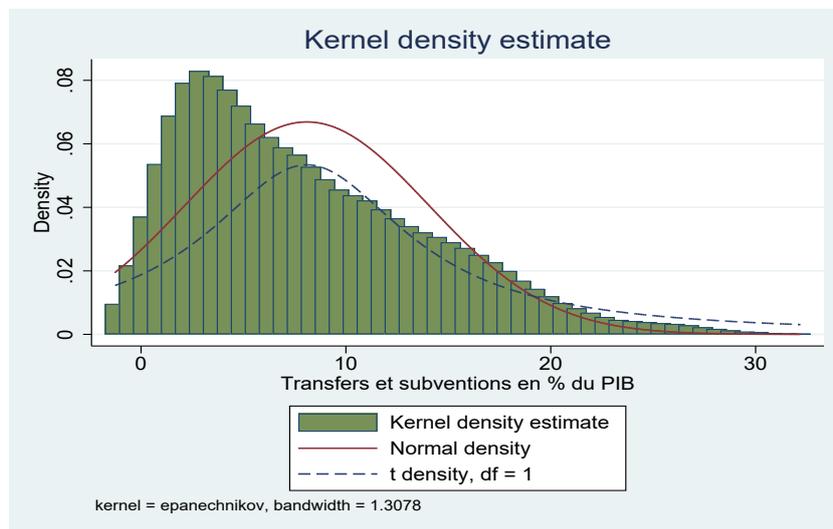


TABLE A-1 – Impact du TAI sur les déficits budgétaires — hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	0.28*** (0.09)	0.32*** (0.07)	0.34*** (0.05)	0.37*** (0.05)	0.38*** (0.05)	0.40*** (0.05)	0.43*** (0.06)	0.45*** (0.07)	0.49*** (0.09)	0.59*** (0.02)	0.38*** (0.02)
SSA x TAI	-0.13 (0.09)	-0.12* (0.07)	-0.11* (0.06)	-0.10* (0.05)	-0.09* (0.05)	-0.09* (0.05)	-0.08 (0.06)	-0.07 (0.07)	-0.05 (0.09)	-0.01 (0.01)	-0.09** (0.04)
LAC x TAI	-0.09 (0.07)	-0.08 (0.05)	-0.07 (0.04)	-0.07* (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.05 (0.04)	-0.05 (0.05)	-0.04 (0.07)	-0.00 (0.01)	-0.06 (0.06)
MENA x TAI	-0.21 (0.24)	-0.23 (0.17)	-0.24 (0.14)	-0.25* (0.13)	-0.25** (0.12)	-0.26** (0.13)	-0.27* (0.15)	-0.28 (0.18)	-0.30 (0.24)	0.01 (0.01)	-0.25** (0.10)
EAP x TAI	-0.44*** (0.16)	-0.38*** (0.12)	-0.34*** (0.10)	-0.31*** (0.09)	-0.28*** (0.09)	-0.25*** (0.09)	-0.22** (0.10)	-0.18 (0.12)	-0.12 (0.16)	0.02 (0.02)	-0.28** (0.12)
ECA x TAI	-0.41** (0.18)	-0.32** (0.14)	-0.26** (0.11)	-0.22** (0.10)	-0.17* (0.10)	-0.14 (0.10)	-0.08 (0.12)	-0.03 (0.14)	0.06 (0.18)	0.01 (0.01)	-0.17** (0.08)
CEXT	0.08 (0.05)	0.10*** (0.04)	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.16*** (0.03)	0.17*** (0.04)	0.19*** (0.05)	0.15*** (0.01)	0.14*** (0.01)
DF	-0.09*** (0.03)	-0.08*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.02)	-0.04** (0.02)	-0.03 (0.03)	-0.01*** (0.00)	-0.06*** (0.01)
MDP	0.03** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.04*** (0.00)
Cst										-2.73*** (0.52)	0.81 (1.31)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.48	0.28
Nb de id											100

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.  
Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

TABLE A-2 – Impact du TAI sur les recettes publiques — hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.RP	0.36 (0.22)	0.41** (0.17)	0.44*** (0.14)	0.46*** (0.11)	0.48*** (0.10)	0.51*** (0.08)	0.53*** (0.06)	0.56*** (0.06)	0.61*** (0.09)	0.88*** (0.01)	0.49*** (0.02)
SSA x TAI	-0.17 (0.25)	-0.16 (0.19)	-0.14 (0.16)	-0.13 (0.13)	-0.13 (0.11)	-0.12 (0.08)	-0.11 (0.07)	-0.10 (0.07)	-0.08 (0.10)	-0.02* (0.01)	-0.13*** (0.04)
LAC x TAI	-0.31 (0.22)	-0.28* (0.17)	-0.26* (0.13)	-0.24** (0.11)	-0.23** (0.09)	-0.21*** (0.07)	-0.19*** (0.06)	-0.17*** (0.06)	-0.14 (0.09)	-0.01 (0.01)	-0.22*** (0.05)
MENA x TAI	-0.13 (0.52)	-0.15 (0.40)	-0.16 (0.32)	-0.17 (0.26)	-0.18 (0.22)	-0.19 (0.17)	-0.19 (0.14)	-0.20 (0.14)	-0.22 (0.21)	0.01 (0.01)	-0.18* (0.10)
EAP x TAI	-0.37 (0.37)	-0.33 (0.29)	-0.31 (0.23)	-0.29 (0.19)	-0.27* (0.16)	-0.25** (0.12)	-0.23** (0.10)	-0.21** (0.10)	-0.17 (0.15)	-0.02 (0.01)	-0.27** (0.11)
ECA x TAI	-0.49 (0.51)	-0.38 (0.39)	-0.30 (0.32)	-0.23 (0.26)	-0.18 (0.21)	-0.12 (0.17)	-0.06 (0.14)	0.01 (0.14)	0.12 (0.21)	0.03*** (0.01)	-0.17** (0.08)
CEXT	0.03 (0.12)	0.05 (0.09)	0.06 (0.08)	0.07 (0.06)	0.08 (0.05)	0.09** (0.04)	0.10*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.13** (0.05)	0.11*** (0.01)	0.08*** (0.01)
DF	-0.02 (0.06)	-0.01 (0.05)	-0.00 (0.04)	-0.00 (0.03)	0.00 (0.03)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.03)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
MDP	0.00 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.01)	0.02* (0.01)	0.02** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.03** (0.01)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Cst										2.02*** (0.53)	16.27*** (1.38)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.85	0.32
Nb de id											100

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

TABLE A-3 – Impact du TAI sur les dépenses publiques — hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	-0.21*** (0.06)	-0.21*** (0.05)	-0.20*** (0.04)	-0.20*** (0.03)	-0.19*** (0.03)	-0.19*** (0.04)	-0.18*** (0.04)	-0.18*** (0.05)	-0.17*** (0.06)	-0.08** (0.04)	-0.19*** (0.02)
SSA x TAI	-0.09 (0.09)	-0.10 (0.07)	-0.11* (0.06)	-0.12** (0.05)	-0.12** (0.05)	-0.13** (0.05)	-0.14** (0.06)	-0.15** (0.08)	-0.17* (0.10)	-0.09*** (0.02)	-0.13*** (0.04)
LAC x TAI	-0.34*** (0.09)	-0.34*** (0.07)	-0.34*** (0.06)	-0.34*** (0.05)	-0.34*** (0.05)	-0.33*** (0.06)	-0.33*** (0.06)	-0.33*** (0.08)	-0.33*** (0.10)	-0.08*** (0.02)	-0.34*** (0.06)
MENA x TAI	-0.03 (0.18)	-0.04 (0.14)	-0.05 (0.12)	-0.05 (0.10)	-0.06 (0.10)	-0.07 (0.11)	-0.07 (0.12)	-0.08 (0.15)	-0.09 (0.19)	0.09*** (0.03)	-0.06 (0.10)
EAP x TAI	-0.09 (0.15)	-0.09 (0.12)	-0.09 (0.11)	-0.09 (0.09)	-0.09 (0.09)	-0.09 (0.09)	-0.09 (0.11)	-0.09 (0.13)	-0.09 (0.17)	-0.18*** (0.03)	-0.09 (0.12)
ECA x TAI	-0.42** (0.18)	-0.33** (0.14)	-0.26** (0.12)	-0.18* (0.11)	-0.11 (0.10)	-0.03 (0.11)	0.05 (0.13)	0.13 (0.15)	0.25 (0.20)	0.17*** (0.02)	-0.10 (0.08)
CEXT	-0.06* (0.03)	-0.06** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.09*** (0.03)	-0.10*** (0.03)	-0.04 (0.02)	-0.08*** (0.01)
DF	0.08*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.09*** (0.01)	0.10*** (0.01)	0.10*** (0.01)	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.12*** (0.02)	0.09*** (0.01)	0.10*** (0.01)
MDP	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.00)
Cst										22.50*** (1.07)	30.28*** (1.29)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.24	0.18
Nb de id											100

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

TABLE A-4 – Impact du TAI sur les recettes fiscales — hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.RF	0.59*** (0.16)	0.62*** (0.12)	0.64*** (0.10)	0.66*** (0.09)	0.67*** (0.08)	0.69*** (0.08)	0.71*** (0.09)	0.72*** (0.11)	0.76*** (0.16)	0.96*** (0.01)	0.68*** (0.03)
SSA x TAI	-0.08 (0.15)	-0.06 (0.11)	-0.05 (0.09)	-0.04 (0.08)	-0.04 (0.08)	-0.03 (0.08)	-0.02 (0.09)	-0.01 (0.11)	0.01 (0.15)	0.01 (0.01)	-0.04 (0.03)
LAC x TAI	-0.10 (0.08)	-0.09 (0.06)	-0.08* (0.05)	-0.08* (0.04)	-0.08* (0.04)	-0.07* (0.04)	-0.06 (0.05)	-0.06 (0.06)	-0.05 (0.08)	0.01 (0.00)	-0.07** (0.03)
MENA x TAI	0.02 (0.16)	0.00 (0.12)	-0.01 (0.10)	-0.02 (0.09)	-0.02 (0.08)	-0.03 (0.08)	-0.04 (0.09)	-0.05 (0.11)	-0.07 (0.16)	0.01 (0.01)	-0.03 (0.06)
EAP x TAI	-0.11 (0.12)	-0.09 (0.09)	-0.08 (0.08)	-0.06 (0.07)	-0.05 (0.06)	-0.04 (0.07)	-0.03 (0.07)	-0.01 (0.09)	0.01 (0.12)	-0.00 (0.01)	-0.05 (0.06)
ECA x TAI	-0.25 (0.16)	-0.18 (0.12)	-0.13 (0.10)	-0.10 (0.09)	-0.06 (0.08)	-0.02 (0.09)	0.02 (0.10)	0.06 (0.12)	0.15 (0.16)	0.01* (0.01)	-0.05 (0.04)
CEXT	0.01 (0.03)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	0.02** (0.01)	0.01* (0.01)
DF	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
MDP	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)						
Cst										0.25 (0.34)	6.45*** (0.91)
Obs	913	913	913	913	913	913	913	913	913	913	913
R2										0.92	0.50
Nb de id											78

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

TABLE A-5 – Impact du TAI sur les dépenses de transferts et de subventions —  
hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	0.13 (0.14)	0.11 (0.11)	0.09 (0.09)	0.06 (0.08)	0.04 (0.08)	0.02 (0.08)	-0.00 (0.09)	-0.02 (0.11)	-0.05 (0.14)	0.11 (0.11)	0.04 (0.06)
SSA x TAI	-0.19 (0.27)	-0.21 (0.21)	-0.22 (0.18)	-0.24 (0.15)	-0.25* (0.14)	-0.27* (0.15)	-0.29 (0.18)	-0.30 (0.21)	-0.32 (0.26)	-0.09** (0.04)	-0.26** (0.11)
LAC x TAI	-0.45* (0.25)	-0.39* (0.20)	-0.34** (0.17)	-0.29** (0.14)	-0.24* (0.13)	-0.18 (0.14)	-0.14 (0.17)	-0.09 (0.20)	-0.03 (0.24)	0.07* (0.04)	-0.24* (0.13)
MENA x TAI	-2.09*** (0.52)	-1.97*** (0.42)	-1.88*** (0.35)	-1.79*** (0.30)	-1.69*** (0.28)	-1.59*** (0.30)	-1.50*** (0.35)	-1.41*** (0.41)	-1.29** (0.52)	-0.14** (0.07)	-1.69*** (0.26)
EAP x TAI	-0.44* (0.26)	-0.44** (0.21)	-0.44** (0.18)	-0.44*** (0.15)	-0.44*** (0.14)	-0.44*** (0.15)	-0.44** (0.18)	-0.44** (0.21)	-0.44* (0.26)	0.01 (0.06)	-0.44** (0.22)
ECA x TAI	-0.44 (0.28)	-0.46** (0.22)	-0.47** (0.19)	-0.48*** (0.16)	-0.50*** (0.15)	-0.51*** (0.16)	-0.52*** (0.19)	-0.53** (0.22)	-0.55** (0.27)	0.51*** (0.04)	-0.50*** (0.18)
CEXT	0.09 (0.07)	0.09 (0.06)	0.09* (0.05)	0.09** (0.04)	0.09** (0.04)	0.09** (0.04)	0.08* (0.05)	0.08 (0.06)	0.08 (0.07)	0.08 (0.06)	0.09*** (0.03)
DF	0.05 (0.04)	0.06* (0.03)	0.06** (0.03)	0.06** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07** (0.03)	0.07** (0.03)	0.07* (0.04)	0.17*** (0.02)	0.06** (0.03)
MDP	-0.01 (0.03)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	-0.05* (0.02)	0.01 (0.01)
Cst										28.22*** (2.90)	43.29*** (3.20)
Obs	881	881	881	881	881	881	881	881	881	881	881
R2										0.31	0.11
Nb de id											77

Notes : \*\*\*, \*\* et \* signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

## Références

- Alesina, A., F. R. Campante et G. Tabellini. 2008, «Why is Fiscal Policy Often Procyclical?», *Journal of the European Economic Association*, vol. 6, n° 5, doi : 10.1162/JEEA.2008.6.5.1006, p. 1006–1036, ISSN 1542-4766. URL <https://doi.org/10.1162/JEEA.2008.6.5.1006>.
- Baklouti, N. et Y. Boujelbene. 2020, «A simultaneous equation model of economic growth and shadow economy : Is there a difference between the developed and developing countries?», *Economic Change and Restructuring*, vol. 53, n° 1, p. 151–170. URL [https://EconPapers.repec.org/RePEc:kap:ecopl:n:v:53:y:2020:i:1:d:10.1007\\_s10644-018-9235-8](https://EconPapers.repec.org/RePEc:kap:ecopl:n:v:53:y:2020:i:1:d:10.1007_s10644-018-9235-8).
- Bollaerts, K., P. H. C. Eilers et M. Aerts. 2006, «Quantile regression with monotonicity restrictions using p-splines and the l1-norm.», *Statistical Modelling : An International Journal*, vol. 6, n° 3, p. 189 – 207, ISSN 1471082X. URL <http://search.ebscohost.com/bases-doc.univ-lorraine.fr/login.aspx?direct=true&AuthType=ip,url,uid&db=bth&AN=22630213&lang=fr&site=ehost-live>.
- Buchinsky, M. 1998, «Recent advances in quantile regression models : A practical guideline for empirical research», *Journal of Human Resources*, vol. 33, n° 1, p. 88–126. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:uwp:jhriss:v:33:y:1998:i:1:p:88-126>.
- Canay, I. A. 2011, «A simple approach to quantile regression for panel data», *The Econometrics Journal*, vol. 14, n° 3, doi :10.1111/j.1368-423X.2011.00349.x, p. 368–386, ISSN 1368-4221. URL <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2011.00349.x>.
- Çiçek, D. et C. Elgin. 2011, «Cyclicality of fiscal policy and the shadow economy», *Empirical Economics*, vol. 41, n° 3, doi :10.1007/s00181-010-0409-0, p. 725–737, ISSN 1435-8921. URL <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0409-0>.
- Coad, A. et R. Rao. 2008, «Innovation and firm growth in high-tech sectors : A quantile regression approach», *Research Policy*, vol. 37, n° 4, doi :https://doi.org/10.1016/j.respol.2008.01.003, p. 633 – 648, ISSN 0048-7333. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0048733308000152>.
- Dang, R., L. Houanti et A. Bonnard. 2016, «Exploring the Effect of Diversification Strategy on R&D Intensity using Quantile Regression : Evidence from France», *Applied Economics Letters*, vol. 23, n° 18, doi :10.1080/13504851.2016.1153784, p. 1317–1320. URL <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01512768>.

- Dufrénot, G. et C. U. Suarez. 2019, «Public finance sustainability in Europe : a behavioral model», AMSE Working Papers 1929, Aix-Marseille School of Economics, France. URL <https://ideas.repec.org/p/aim/wpaimx/1929.html>.
- Feld, L. P. et F. Schneider. 2010, «Survey on the shadow economy and undeclared earnings in oecd countries», *German Economic Review*, vol. 11, n° 2, doi : 10.1111/j.1468-0475.2010.00509.x, p. 109–149. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-0475.2010.00509.x>.
- Garsaa, A., N. Levratto et L. Tessier. 2014, «La corse est-elle soluble dans le modèle méditerranéen ? une analyse à partir d’une régression quantile sur données d’entreprises en panel entre 2004 et 2010», *Revue d’Economie Regionale Urbaine*, , n° 4, p. 677–718.
- Gnimassoun, B. et I. Do Santos. 2020, «Robust structural determinants of public deficits in developing countries», *Applied Economics*, vol. 0, n° 0, doi :10.1080/00036846.2020.1824063, p. 1–25. URL <https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1824063>.
- Harding, M. et C. Lamarche. 2019, «Penalized estimation of a quantile count model for panel data», *Annals of Economics and Statistics*, , n° 134, p. 177–206, ISSN 21154430, 19683863. URL <https://www.jstor.org/stable/10.15609/annaeconstat2009.134.0177>.
- Jacquemot, P. et M. Raffinot. 2018, «La mobilisation fiscale en afrique», *Revue d’économie financière*, vol. 131, n° 3, p. 243–263. URL [https://EconPapers.repec.org/RePEc:cai:refaef:ecofi\\_131\\_0243](https://EconPapers.repec.org/RePEc:cai:refaef:ecofi_131_0243).
- Jerzmanowski, M. 2017, «Finance and sources of growth : evidence from the u.s. states», *Journal of Economic Growth*, vol. 22, n° 1, p. 97–122. URL [https://EconPapers.repec.org/RePEc:kap:jecgro:v:22:y:2017:i:1:d:10.1007\\_s10887-016-9135-6](https://EconPapers.repec.org/RePEc:kap:jecgro:v:22:y:2017:i:1:d:10.1007_s10887-016-9135-6).
- Kodila-Tedika, O. et M. Mutascu. 2014, «Shadow economy and tax revenue in Africa», *Economics Bulletin*, vol. 34, n° 1, p. 469–479. URL <https://ideas.repec.org/a/ebl/ecbull/eb-13-00777.html>.
- Koenker, R. 2017, «Quantile regression : 40 years on», *Annual Review of Economics*, vol. 9, n° 1, doi :10.1146/annurev-economics-063016-103651, p. 155–176. URL <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-063016-103651>.
- Koenker, R. et G. Bassett. 1978, «Regression quantiles», *Econometrica*, vol. 46, n° 1, p. 33–50, ISSN 00129682, 14680262. URL <http://www.jstor.org/stable/1913643>.

- Loayza, N. V. 1996, «The economics of the informal sector : a simple model and some empirical evidence from latin america», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 45, doi :[https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(96\)00021-8](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(96)00021-8), p. 129 – 162, ISSN 0167-2231. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167223196000218>.
- Machado, J. A. et J. S. Silva. 2019, «Quantiles via moments», *Journal of Econometrics*, vol. 213, n° 1, doi :<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.04.009>, p. 145 – 173, ISSN 0304-4076. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407619300648>, annals : In Honor of Roger Koenker.
- Maiti, D. et C. Bhattacharyya. 2020, «Informality, enforcement and growth», *Economic modelling*, vol. 84, p. 259–274, ISSN 0264-9993.
- Mazhar, U. et P.-G. Méon. 2017, «Taxing the unobservable : The impact of the shadow economy on inflation and taxation», *World Development*, vol. 90, n° C, doi :10.1016/j.worlddev.2016.0, p. 89–103. URL <https://ideas.repec.org/a/eee/wdevel/v90y2017icp89-103.html>.
- Medina, L. et F. Schneider. 2018, «Shadow Economies Around the World : What Did We Learn Over the Last 20 Years?», IMF Working Papers 18/17, International Monetary Fund. URL <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwp/18-17.html>.
- Melly, B. 2005, «Decomposition of differences in distribution using quantile regression», *Labour Economics*, vol. 12, n° 4, doi :<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.05.006>, p. 577 – 590, ISSN 0927-5371. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927537105000382>, european Association of Labour Economists 16th Annual Conference, Universidade Nova de Lisboa, Lisbon, 9th - 11th September, 2004.
- Morrison, T. K. 1982, «Structural determinants of government budget deficits in developing countries», *World Development*, vol. 10, n° 6, p. 467 – 473, ISSN 0305-750X. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0305750X82900031>.
- Porta, R. L. et A. Shleifer. 2014, «Informality and development», *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 28, n° 3, p. 109–126, ISSN 08953309. URL <http://www.jstor.org/stable/23800578>.
- Schneider, F. et D. H. Enste. 2000, «Shadow economies : Size, causes, and consequences», *Journal of Economic Literature*, vol. 38, n° 1, doi :10.1257/jel.38.1.77, p. 77–114. URL <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.38.1.77>.

- Schneider, F. et R. Neck. 1993, «The development of the shadow economy under changing tax systems and structures : Some theoretical and empirical results for austria», *FinanzArchiv / Public Finance Analysis*, vol. 50, n° 3, p. 344–369, ISSN 00152218.
- Steiner, A. 2017, «Determinants of the public budget balance : The role of official capital flows», n° D19-V1 dans Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 2017 : Alternative Geld- und Finanzarchitekturen - Session : Taxation IV, ZBW - Deutsche Zentralbibliothek für Wirtschaftswissenschaften, Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft, Kiel, Hamburg. URL <http://hdl.handle.net/10419/168184>.
- Talvi, E. et C. A. Végh. 2005, «Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries», *Journal of Development Economics*, vol. 78, n° 1, doi : <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.07.002>, p. 156 – 190, ISSN 0304-3878. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030438780500043X>.
- Woo, J. 2003, «Economic, political, and institutional determinants of public deficits», *Journal of Public Economics*, vol. 87, n° 3, p. 387 – 426, ISSN 0047-2727. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272701001438>.
- Wu, D. F. et F. Schneider. 2019, «Nonlinearity between the Shadow Economy and Level of Development», IZA Discussion Papers 12385, Institute of Labor Economics (IZA). URL <https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp12385.html>.
- Zhang, L. 2016, «Flood hazards impact on neighborhood house prices : A spatial quantile regression analysis», *Regional Science and Urban Economics*, vol. 60, doi : <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.06.005>, p. 12 – 19, ISSN 0166-0462. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0166046216300540>.