

VIGOUROUX Valentin  
KANA Darnelle  
SERME Aurel



## Économétrie de la croissance

# Le niveau de prélèvement fiscal a-t-il un effet linéaire sur la croissance ?

**Magistère 1ère année parcours économie du développement session 2023-2024**  
Professeurs : GOUJON M. , BRUN J.-F.

## Table des matières

<b>Introduction.....</b>	3
<b>Revue de la littérature .....</b>	4
<b>Traitement des données .....</b>	5
<b>Données utilisées : .....</b>	5
<b>Variables de contrôle et d'intérêt : .....</b>	6
<b>Traitement des données .....</b>	<b>Error! Bookmark not defined.</b>
<b>Traitement des points aberrants .....</b>	7
<b>Tableau de statistiques descriptives des données .....</b>	8
<b>Estimations .....</b>	10
<b>Tableau des régressions .....</b>	<b>Error! Bookmark not defined.</b>
<b>Tests des hypothèses de Gauss Markov: .....</b>	15
<b>Test de normalité des résidus : .....</b>	15
<b>Hétéroscédasticité.....</b>	16
<b>Endogénéité .....</b>	16
<b>Analyse des résultats.....</b>	12
<b>Conclusion .....</b>	19
<b>Bibliographie .....</b>	20
<b>Annexes .....</b>	22

# Introduction

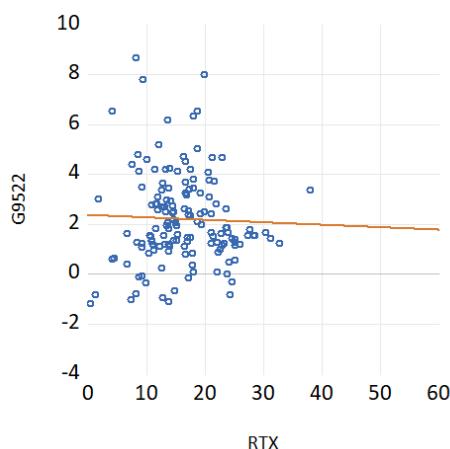
La fiscalité est un outil indispensable dans le fonctionnement des économies modernes ; les impôts et taxes permettent aux gouvernements d'assurer les finances publiques, de réguler l'économie et de faire face à aux chocs externes et internes. L'article « Les réponses de politiques fiscale et budgétaire à la crise du coronavirus » (OCDE 2020), met en évidence l'importance de la politique budgétaire comme moyen de relance de l'activité économique des pays de l'OCDE durant la période de récession économique post COVID-19.

L'impact du prélèvement fiscal sur une économie a été étudié par de nombreux auteurs, avec des conclusions divergentes. Cela peut s'expliquer par la complexité de la structure fiscale, hétérogène entre les pays. Les recettes fiscales reposent traditionnellement sur une dualité : les impôts directs, prélevés directement sur les revenus et le patrimoine (impôt sur le revenu, impôt sur les sociétés), et les impôts indirects, perçus lors de la consommation ou des échanges de biens et services (TVA, droits de douane).

Cette étude vise à **analyser l'existence d'une relation linéaire entre la pression fiscale et la croissance économique**. En nous appuyant sur un échantillon de 133 pays sur la période 1995-2022, nous mobilisons la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). La variable dépendante retenue est le taux de croissance moyen du PIB, tandis que les variables de contrôle sont similaires à Barro (1991). Nous avons d'abord introduit dans une régression le taux de pression fiscale comme variable d'intérêt. Il en ressort que ce dernier a un impact linéaire négatif sur la croissance et un effet non linéaire négatif sur la croissance jusqu'à un taux seuil de 24%. Ensuite, le remplacement de cette variable par les différents composants des prélèvements fiscaux tels que taxe sur le revenu, le profit et le capital, les taxes douanières et droits d'accises, taxe sur le profit du commerce montrent qu'ils n'ont pas d'effets linéaire sur la croissance, nous trouvons une influence négative de la TVA. Une seconde régression effectuée avec ces mêmes variables met en évidence l'effet non-linéaire négatif de la taxe de douane et accises sur la croissance jusqu'à un taux seuil de 27%.

Enfin, nous n'avons pas trouvé d'impact de la TVA, de la taxe sur le commerce et de la taxe de douane et accises sur un échantillon de pays à faible et moyens revenus. Le faible nombre d'observations impacte négativement les résultats (50 observations) nous empêchant d'inférer un lien entre prélèvement fiscal et niveau de développement et croissance. Similairement, nous ne trouvons pas d'effets significatifs de la TVA et des taxes sur les revenus et gains personnels en capital sur la croissance dans un échantillon de pays à revenus moyens supérieur et élevés.

Figure 1 : corrélation entre recettes fiscales et croissance dans 133 pays



Données : World Development Indicators, World Bank : G9522 : croissance moyenne du PIB, RTX : taux de prélèvement

# Revue de la littérature

La littérature économique s'est concentrée sur deux approches pour analyser l'effet du niveau de prélèvement fiscal sur la croissance : étudier les différents composants des prélèvements fiscaux sur la croissance, et analyser la structure fiscale en lien avec le niveau de développement des pays pour montrer des effets différenciés.

Pour Karaginanni et al. (2012), le niveau de prélèvement fiscal affecte temporairement la croissance dans les modèles néoclassiques, alors que dans les modèles endogènes, les prélèvements fiscaux affectent la croissance à long terme. Romer (1986), Lucas (1988) et Aghion et Howitt (1988) soulignent que la fiscalité est un outil de croissance économique : une meilleure politique fiscale encourage les entreprises à investir dans le capital physique et dans l'innovation. Pour Sen et Sagbas (2017) les modèles keynésiens analysent l'effet des prélèvements fiscaux par la demande : une baisse des prélèvements fiscaux entraîne alors une hausse du revenu disponible et donc une hausse de la demande et de la croissance.

La littérature empirique est également ambiguë quant à l'effet des prélèvements fiscaux sur la croissance. En effet, sur la base d'un panel portant sur 10 pays de l'Afrique Centrale, Avom (2011) construit des indicateurs montrant un effet positif sur la croissance pour des niveaux plus bas de recettes fiscales. L'OCDE (2009) a au contraire mis en évidence un effet négatif du niveau de prélèvement fiscal en distinguant les impôts sur les sociétés comme le type d'impôt le plus nuisible à la croissance. Barro (1990) généralise ces résultats en soutenant qu'une élévation de la fiscalité réduit le rendement marginal du capital privé, défavorable à la croissance. D'autres auteurs ont conclu d'un effet non linéaire de la fiscalité sur la croissance. Les résultats des travaux de Jaimovich et Rebelo (2012) montrent un faible impact sur la croissance des taux de prélèvements fiscaux, venant à s'intensifier avec leur augmentation.

Au contraire, Piketty et Saez Stantcheva (2014) trouvent une absence de corrélation entre les taux d'imposition et les taux de croissance dans les pays de l'OCDE depuis 1975.

De nombreux travaux ont démontré l'impact positif des structures fiscales sur la croissance économique comme ceux de Corlett et Hague (1953). Levine et Renelt (1992) explorent les effets des impôts sur les sociétés, des impôts sur les personnes physiques et des prélèvements sociaux sur la croissance et trouvent qu'ils réduisent le taux de croissance. Dans la même lignée, Chambas (1994) et Engen et Skinner (1996) confirment ce résultat lorsqu'ils étudient l'incidence des impôts directs sur l'économie. Widmal (2001) examine les effets de l'impôt sur le revenu, les taxes sur les biens et services et montre que la progressivité d'une taxe à des effets négatifs sur la croissance.

Dans les pays à haut revenus, Koester et Kormendi (1989) constatent que les taux d'imposition moyens n'affectent pas la croissance économique. En revanche, Tanzi et Zee (1997) mettent en évidence un effet négatif des impôts sur les revenus sur l'investissement et sur la croissance. Brun et al., (1998) dans un échantillon de 78 pays développés, trouvent deux effets négatifs des structures fiscales sur la croissance : l'effet de la fiscalité assise sur le commerce extérieur et l'effet du taux de prélèvement global sur la croissance. Kneller et al., (1999) dans une étude sur les pays de l'OCDE, montrent similairement que les impôts sur les revenus, les bénéfices et les cotisations sociales réduisent la croissance.

Dans les pays en développement, très peu d'études semblent avoir analysé l'incidence des structures fiscales sur la croissance. Yaya Keho (2010) s'est intéressé à la question des prélèvements fiscaux en Côte d'Ivoire. À court terme, il trouve une relation négative entre les taxes sur les biens et services, les taxes sur le commerce et la croissance du PIB par tête. Pour l'auteur, la fiscalité ne freine pas la croissance à long terme et les recettes fiscales sont positivement corrélées au PIB et à ses composantes. Ebeke et Ehrhart (2010)

concluent qu'une partie des effets des structures fiscales sur la croissance proviennent de leur forte instabilité dans de nombreux pays en développement.

En revanche Okafor (2012) observe un effet linéaire positif entre certaines formes de taxations au Nigéria sur la croissance pour : la taxe sur la valeur ajoutée, taxe sur les produits pétroliers et les taxes de douanes. De même, une étude de Maxime A. (2019) sur six pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) révèle que l'imposition des bénéfices des sociétés influence positivement l'économie en deçà d'un seuil critique de 12,7% et négatif au-delà.

Nous élaborons à partir de cette littérature une analyse globale, portant sur 133 pays, puis en analysant les effets de la pression fiscale selon le type de taxe et selon le niveau de revenus des pays.

## Traitement des données

### Données utilisées :

Pour notre travail, les données utilisées proviennent principalement de la base de données de la Banque Mondiale *World Development Indicators* (WDI) qui couvre la période 1995-2022. Nous intégrons également les *Worldwide Governance Indicators* (WGI) dans nos variables de contrôle.

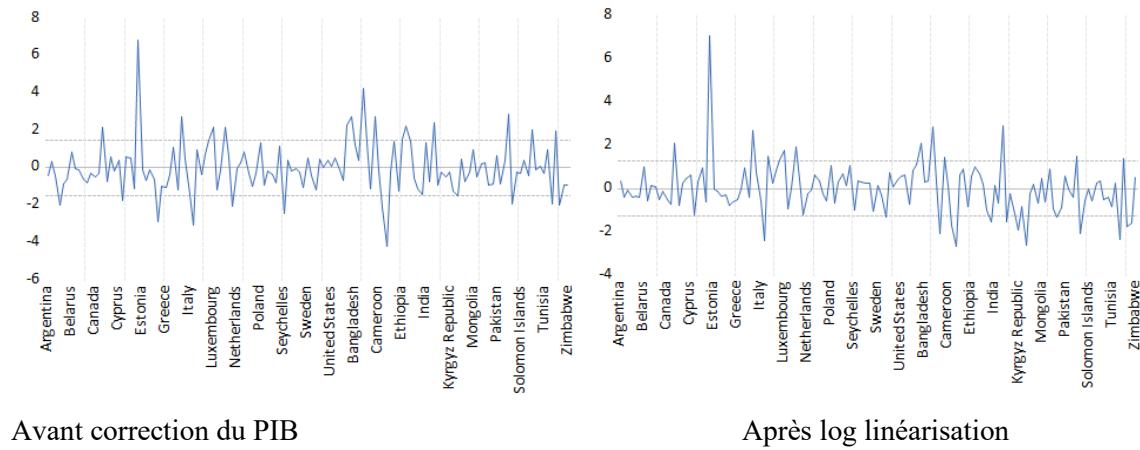
**Tableau 1 : Variables de contrôle et d'intérêt :**

<u>variable expliquée :</u>	noms variables	sources
Croissance moyenne du PIB de 1995 à 2022	G9522	GDP per capita (constant 2015 US\$), WDI
<b>variables de contrôle :</b>		
PIB initial en 1995 log linéarisé	LN95	GDP per capita (constant 2015 US\$), WDI
Espérance de vie (en années)	EDV	Life expectancy at birth, total (years), WDI
taux de scolarisation (secondaire)	EDS	School enrollment, secondary (% gross), WDI
Regulation quality index : indice de perception de l'efficacité des politiques pour un environnement favorable aux entreprises allant de -2.5 à 2.5	RQ	Regulatory Quality: Estimate,WGI
Rule of law : cette variable comprise entre -2.5 et 2.5 mesure le respect des lois par le gouvernement, l'indépendance des tribunaux, l'accès au système judiciaire et son impartialité, et l'absence de corruption.	ROL	Rule of Law: Estimate,WGI
taux de croissance de la population	POP	Population growth (annual %), WDI
taux d'investissement en % du PIB	INV	Gross fixed capital formation (% of GDP), WDI
<b>variables d'intérêt :</b>		
Revenus des taxes en % du PIB	RTX	Tax revenue (% of GDP), WDI
taxes de douanes et accises (customs and excise duties) en % du revenu des taxes	CUS_TXR	WDI
taxes sur les revenus et gains personnels en capital (% du PIB)	IPC	WDI
recette de la TVA sur le PIB	TVA	WDI
recettes des taxes sur le commerce rapporté au PIB	COM	WDI
variables muettes: Guinée Équatoriale	GNQ	

## Traitement des données

Tout d'abord, suivant les recommandations de Barro 1991, nous log linéarisons la série PIB/habitant initial 1995 car l'hétérogénéité des valeurs affecte négativement la régression. En effet, avant de corriger le PIB initial on obtient un grand nombre de valeurs dont les résidus s'éloignent d'une distribution normale. Après correction, on a une légère amélioration de la normalité des résidus.

Résidus de la croissance du PIB, Équation de base



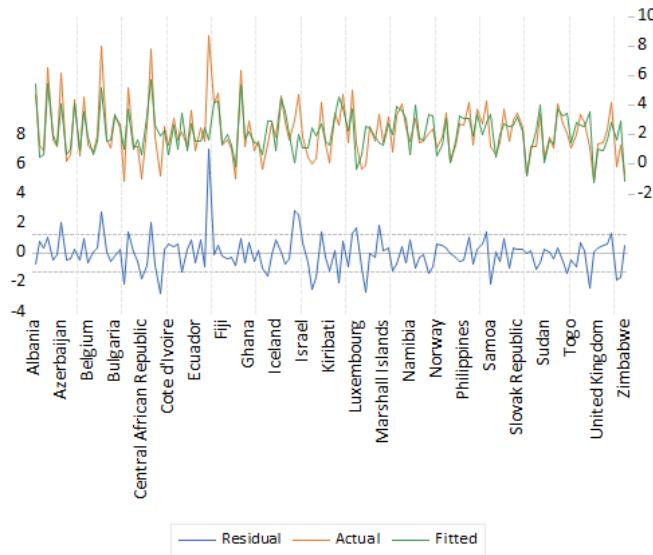
*ligne bleue : résidus de la croissance moyenne G9522*

Cette première correction permet d'améliorer la significativité des coefficients mais ne corrige pas, et agrave même la normalité des résidus. Nous traitons alors ces points aberrants.

## Traitement des points aberrants

En analysant les résidus des valeurs de croissances à partir d'une régression comportant les variables de contrôle, on observe des valeurs aberrantes. Nous analysons le graphique des résidus ci-dessous :

### Résidus prédis et observés, croissance du PIB



La courbe verte (fitted) nous montre les valeurs prédictes par notre modèle et la courbe orange (actual) les valeurs réelles de croissances avec l'écart entre les deux en bleu (Residual). On constate que la Guinée équatoriale présente une valeur de croissance exceptionnelle due un boom pétrolier et à la faible taille du territoire ce qui déséquilibre le modèle. Nous optons pour la création d'une muette additive nommée (GNQ) égale à 1 pour la Guinée Équatoriale. Cette variable muette significative montre que ces trois pays suivent une tendance significativement différente des autres et elle permet de corriger la normalité des résidus.

**Tableau 2 : statistiques descriptives**

Date: 03/23/24 Time: 13:23							
Sample: 1 217							
	G9522	LN95	RTX	EDV	INV	EDS	RQ
Mean	2.198001	8.301671	16.43663	70.47891	22.47637	78.91441	0.140543
Median	1.688506	8.187317	15.27462	72.35548	22.18829	85.46284	-0.002338
Maximum	8.675909	11.22386	38.12511	82.61674	39.14993	155.7389	1.998133
Minimum	-1.175029	5.488036	0.498317	49.06085	10.96184	13.56292	-1.695500
Std. Dev.	1.817403	1.436469	6.481741	8.282029	4.929617	29.00231	0.911854
Skewness	0.910543	0.164698	0.423662	-0.706451	0.431658	-0.393015	0.217143
Kurtosis	4.404597	2.096999	3.305052	2.632510	4.110546	2.664554	2.153921
Jarque-Bera	29.31124	5.120011	4.494383	11.81119	10.96490	4.047458	5.012184
Probability	0.000000	0.077304	0.105696	0.002724	0.004159	0.132162	0.081586
Sum	292.3342	1104.122	2186.072	9373.695	2989.357	10495.62	18.69224
Sum Sq. Dev.	435.9901	272.3746	5545.712	9054.144	3207.749	111029.7	109.7550
Observations	133	133	133	133	133	133	133

Nous observons un test de Jarque-Bera élevé pour les données de croissance, ce qui implique un problème de non-normalité des résidus (voir la partie relative au test de normalité des résidus). Nous avons ensuite mené une étude sur la corrélation entre nos variables ; pour ce faire, nous avons dressé la matrice des coefficients de corrélation qui est représentée ci-dessous. S'il existe une forte corrélation entre nos variables, cela peut créer des problèmes de surestimation ou de sous-estimation. Notamment, on remarque une forte corrélation entre le taux de pression fiscale et les composantes des différents impôts tels que la TVA ou les taxes sur le commerce. Cela peut indiquer une multicolinéarité, ce qui peut rendre l'interprétation des effets individuels de ces variables plus difficile. Néanmoins, nous les avons conservées dans la suite de notre étude, car nous considérons que l'une et l'autre sont des déterminants importants de la croissance.

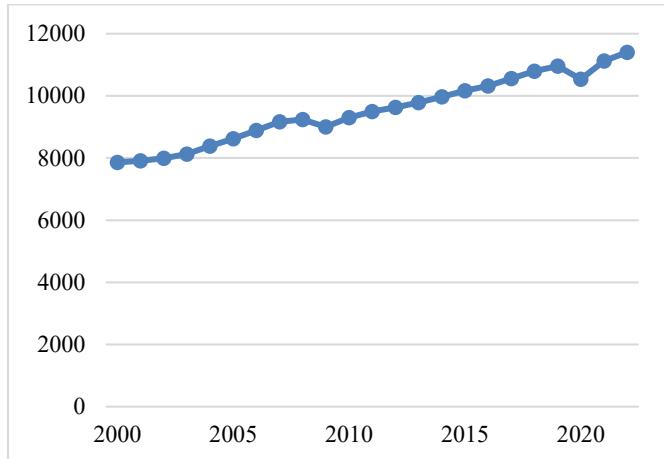
**Tableau 3 et 4 : Matrices de Corrélations**

	COM	CUS_TXR	EDS	EDV	G9522	INV	IPC
COM	1.000000	0.550637	-0.295023	-0.392142	-0.242655	-0.082721	0.195255
CUS T	0.550637	1.000000	-0.496457	-0.523250	-0.269363	-0.067048	-0.342498
EDS	-0.295023	-0.496457	1.000000	0.843384	0.124903	0.171253	0.252081
EDV	-0.392142	-0.523250	0.843384	1.000000	0.141149	0.200495	0.190890
G9522	-0.242655	-0.269363	0.124903	0.141149	1.000000	0.433608	-0.058371
INV	-0.082721	-0.067048	0.171253	0.200495	0.433608	1.000000	0.076143
IPC	0.195255	-0.342498	0.252081	0.190890	-0.058371	0.076143	1.000000
LN95	-0.262603	-0.433997	0.768986	0.778675	-0.238744	0.044786	0.366319
POP	0.216180	0.487554	-0.674695	-0.517898	-0.326771	-0.115685	-0.085632
ROL	-0.182581	-0.397729	0.680618	0.672823	-0.044603	0.211635	0.509436
RQ	-0.302470	-0.518691	0.717049	0.721287	0.035108	0.135294	0.472184
RTX	0.181243	-0.296491	0.413484	0.292368	-0.081211	0.022737	0.689238
TVA	0.084279	-0.379850	0.328773	0.289412	0.183451	0.110705	0.384811

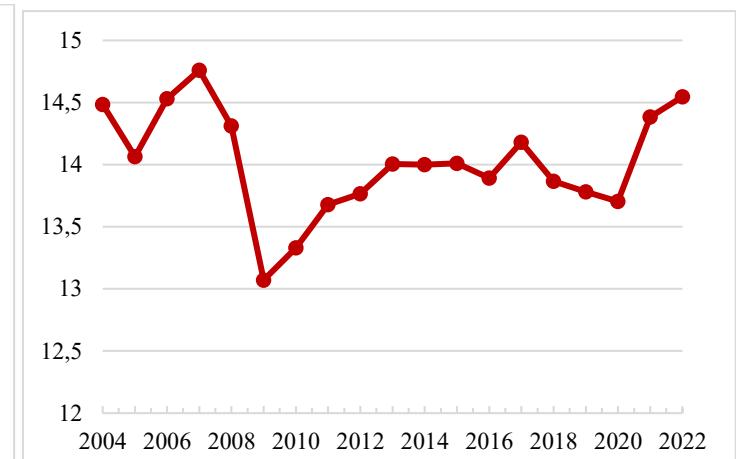
	LN95	POP	ROL	RQ	RTX	TVA
COM	-0.262603	0.216180	-0.182581	-0.302470	0.181243	0.084279
CUS T	-0.433997	0.487554	-0.397729	-0.518691	-0.296491	-0.379850
EDS	0.768986	-0.674695	0.680618	0.717049	0.413484	0.328773
EDV	0.778675	-0.517898	0.672823	0.721287	0.292368	0.289412
G9522	-0.238744	-0.326771	-0.044603	0.035108	-0.081211	0.183451
INV	0.044786	-0.115685	0.211635	0.135294	0.022737	0.110705
IPC	0.366319	-0.085632	0.509436	0.472184	0.689238	0.384811
LN95	1.000000	-0.349550	0.791075	0.796519	0.398669	0.101194
POP	-0.349550	1.000000	-0.375761	-0.431626	-0.413304	-0.518372
ROL	0.791075	-0.375761	1.000000	0.909648	0.572992	0.298047
RQ	0.796519	-0.431626	0.909648	1.000000	0.506224	0.309471
RTX	0.398669	-0.413304	0.572992	0.506224	1.000000	0.632634
TVA	0.101194	-0.518372	0.298047	0.309471	0.632634	1.000000

### **Evolution des prélèvements fiscaux et du PIB/habitant sur la période 1995-2022 (\$ 2015)**

**PIB constant (\$ 2015)**



**Recette des taxes (% PIB)**



Sur la période 1995-2022, nous observons une croissance du PIB par tête pour l'ensemble des pays et également une diminution suivie d'un retour à la situation initiale du taux de pression fiscale entre 2005 et 2022.

## **Estimations**

Pour nos estimations nous utilisons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

**Tableau 5: Résultats**

Variables dépendante	1 GR9522	2 GR9522	3 GR9522	4 GR9522	5 GR9522	6 GR9522
<b>CONSTANTE</b>	5.584284*** (1.679263)	7.644078*** (1.824110)	5.867424*** (1.782433)	7.940555*** (1.889708)	8.758131*** (3.665536)	12.16869*** (2.406527)
<b>LNGDP95</b>	-1.307492*** (0.153668)	-1.379246*** (0.152755)	-1.432319*** (0.178394)	-1.552952*** (0.180986)	-1.834094*** (0.332706)	-2.085086*** (0.233148)
<b>INV</b>	0.096061*** (0.020876)	0.094683*** (0.020414)	0.089280 0.027063	0.093217*** (0.021653)	0.065953 (0.039742)	0.090289*** (0.027097)
<b>EDS</b>	0.010992 (0.007779)	0.010967 (0.007604)	0.010683 (0.008694)	0.007283 (0.009436)	0.009029 (0.014990)	0.003768 (0.009648)
<b>POP</b>	-0.430949*** (0.118258)	0.490921*** (0.119231)	-0.055984*** (0.141448)	-0.473507*** (0.142825)	-0.225544 (0.262002)	-0.260229 (0.159176)
<b>RQ</b>	1.246112*** (0.299614)	1.448858*** (0.292550)	1.195431*** (0.328087)	1.081121*** (0.357289)	0.556606 (0.722038)	0.842573** (0.343832)
<b>ROL</b>	-0.534230* (0.291981)	-0.577819** (0.283088)	-0.487436 (0.305593)	-0.366588 (0.315480)	-0.097199 (0.573355)	0.462947 (0.370403)
<b>RTX</b>	-0.033310* (0.019072)	0.169944*** (0.063425)				
<b>EDV</b>	0.075554*** (0.024576)	0.072086*** (0.023812)	0.089280*** (0.027063)	0.097833*** (0.028600)	0.116829*** (0.050116)	0.093730*** (0.030924)
<b>GNQ</b>	5.179350*** (0.784268)	7.678386*** (1.088455)	7.158549*** (1.194551)	6.160640*** (1.229413)		4.115620 (0.702900)
<b>RTX^2</b>		0.003792** (0.001648)				
<b>TVA</b>			-0.055984* (0.029246)	-0.192101** (0.083593)	-0.235784 (0.163418)	-0.089985 (0.076181)
<b>COM</b>			-0.014746 (0.064266)	0.102483 (0.167324)	0.356986 (0.367937)	
<b>CUS_TXR</b>			-0.014043 (0.017060)	-0.128294** (0.055271)	-0.155055 (0.121835)	
<b>IPC</b>			0.004492 (0.040356)	-0.051274 (0.098644)		-0.090815 (0.091410)
<b>TVA^2</b>				0.005999* (0.003419)	0.004086 (0.006290)	0.003077 (0.002831)
<b>COM^2</b>				-0.004039 (0.010954)	-0.020436 (0.022101)	
<b>CUS_TXR^2</b>				0.002467** (0.001175)	0.002238 (0.002777)	
<b>IPC^2</b>				0.002817 (0.005365)		0.004701 (0.004902)
<b>R<sup>2</sup> AJUSTE</b>	0.67	0.67	0.65	0.69	0.48	0.77
<b>WHITE TEST</b>	73.48	62.84	1.98			
<b>BREUSH-PAGAN F-STAT</b>	29.49548	28.00208	19.56545	15.81642	4.547740	24.20516
<b>BJ-TEST</b>	2	1.80	1.98	1.83	4.25	0.37
<b>OBSERVATION S</b>	133	133	118	118	50	81

# Analyse des résultats

## Équation 1 :

$$C9522 = c + \beta_1 LN95 + \beta_2 RTX + \beta_3 EDV + \beta_4 INV + \beta_5 EDS + \beta_6 RQ + \beta_7 POP + \beta_8 ROL + \beta_9 GNQ + \varepsilon_i$$

On a un  $R^2$  ajusté = 0.65 et un nombre d'observations de 133 ce qui est satisfaisant, on observe que la plupart des coefficients sont significatifs à 1% sauf les Revenus des Taxes rapportés au PIB et la qualité du système judiciaire (ROL) qui le sont à 10%, le taux d'éducation secondaire n'est pas significatif selon le test de student.

LN95 possède un coefficient significatif. En effet, si on calcule le t de student (formule en annexe ...)  $t = -8.53$ , t suit une loi de student à  $n(\text{observations}) - k(\text{paramètres}) = 133 - 9 = 124$  degrés de libertés. Suivant la table de student, on compare la valeur absolue calculée avec la valeur critique lue dans la table pour un risque d'erreur de 1ère espèce de 1%,  $8.53 > 2.576$  donc on rejette l'hypothèse nulle c'est-à-dire que le coefficient de LN95 est significativement différent de zéro avec un risque d'erreur de 1%. Sous l'hypothèse des conditions de Gauss-markov vérifiées et autres coefficients constants, cela signifie qu'une augmentation d'une unité de LN95 (Logarithme du PIB en 1995) entraîne une diminution du taux de croissance moyen(1995-2022) de 1.31%. Ce résultat va de pair avec la théorie de convergence du modèle de Solow (1956).

Notre variable d'intérêt (RTX) est significative à 10%, soit une augmentation de 1 % du taux de pression fiscale moyen sur la période engendre une diminution de 0.03% du taux de croissance annuel moyen. Soit un effet linéaire négatif des prélèvements fiscaux (en % du PIB) sur la croissance moyenne. Cela peut rejoindre la théorie Keynésienne centrée sur la demande selon laquelle les taxes ont un effet négatif sur la consommation (ou l'investissement) ce qui se traduit via le multiplicateur d'une diminution de la croissance ceteris paribus. Toutefois, il s'agit d'un effet faible et peu significatif ce qui rejette la thèse d'effet nul des prélèvements fiscaux sur la croissance à long-terme T Gurdal (2021). Nous avons vu dans cette étude que les dépenses publiques pourraient davantage influencer la croissance.

De plus, l'espérance de vie aurait un léger effet positif dans notre régression (significatif à 1%) : une augmentation d'une année d'espérance de vie moyenne à la naissance implique une hausse de 0.01% de la croissance moyenne.

Dans notre modèle, l'investissement a un effet positif sur la croissance : une augmentation de 1% du taux de formation brute de capital fixe sur le PIB induit une hausse de 0.09% de la croissance. En effet, le taux d'investissement favorise l'accumulation de capital ce qui rejette la théorie de Solow (1956).

Ici, le taux de scolarisation secondaire (brut) moyen (EDS) n'a pas d'effet significatif ce qui peut-être interprété par le fait que la scolarisation secondaire est déjà très élevée dans un grand nombre de pays (80% de moyenne dans le monde), sans compter le problème d'endogénéité qui peut affecter la significativité.

De plus, la variable qualité de la régulation (RQ) a un effet positif : l'augmentation de l'index RQ de 1 unité induit une hausse de la croissance moyenne de 1.22%. Ainsi, l'idée que la gouvernance affecte la croissance est cohérente avec notre estimation.

La Variable (ROL), proxy de la qualité du système judiciaire, a un effet négatif (significatif à 10%) sur la croissance moyenne : une hausse de 1 de l'index implique une baisse de 0.53% de la croissance annuelle moyenne. Cette idée va à l'encontre de la théorie selon laquelle un système judiciaire fiable protégerait les droits de propriété et favoriserait ainsi la croissance. Mais il est difficile d'interpréter cette donnée par la construction complexe de l'indicateur ROL.

Le taux de croissance de la population a un effet négatif sur la croissance : une hausse de 1% induisant une baisse de la croissance de 0.43%. Cela peut rejoindre la théorie de Malthus selon laquelle la croissance de la population a un effet négatif sur la croissance. En particulier, certaines théories montrent qu'une croissance trop importante de la population peut stresser l'économie du pays (besoins d'éducation, de santé et d'emploi d'une population jeune et risque d'instabilité politique) une de ces thèses est exposée par Collier (War,guns and votes 2009).

### Équation 2 :

$$C9522 = c + \beta_1 LN95 + \beta_2 RTX + \beta_3 EDV + \beta_4 INV + \beta_5 EDS + \beta_6 RQ + \beta_7 POP + \beta_8 ROL \\ + \beta_9 GNQ + \beta_{10} RTX^2 + \varepsilon_i$$

Dans cette régression on teste l'effet non linéaire du taux de pression fiscale sur la croissance en introduisant  $RTX^2$  :

Conformément au résultat de Barro qui met en évidence une relation non linéaire, nous trouvons un effet non linéaire significatif à 1% dont le coefficient est 0.004, c'est à dire une relation en courbe en U contrairement à Barro qui trouve une relation en cloche (cf. Laffer).

Economiquement, cela signifierait que le taux de pression fiscale a dans un premier temps un effet pervers qui peut s'expliquer par le fait qu'une augmentation du taux de pression fiscal décourage les investissements par conséquent on aura une baisse de l'accumulation du capital jusqu'à un certain seuil calculé à 23,75% (lien en annexe) de taux de pression fiscal. Au dépassement du seuil, l'impact du taux de pression fiscal sur la croissance devient positif, ce qui va à l'encontre de l'article de Avom (2011) qui trouve aussi un effet positif jusqu'à un taux seuil mais pas d'effet positif au-delà.

Les autres paramètres de la régression restent constants à part les variables RTX et ROL qui deviennent significatifs à 1%. Le coefficient associé à RTX (Revenu des taxes sur le PIB) est devenu plus négatif (effet plus négatif sur la croissance).

### Équation 3 :

$$C9522 = c + \beta_1 LN95 + \beta_2 EDV + \beta_3 INV + \beta_4 EDS + \beta_5 RQ + \beta_6 POP + \beta_7 ROL + \beta_8 GNQ + \beta_9 TVA \\ + \beta_{10} CUSTXR + \beta_{11} IPC + \beta_{12} COM + \varepsilon$$

Dans l'équation 3, nous testons différentes composantes des prélèvements fiscaux dans l'ensemble des pays, en ajoutant la taxe sur le commerce, la part des ressources de la TVA, les taxes de douanes, et la taxe sur le revenus et sur les gains personnels en capital, toutes ces valeurs sont rapportées au PIB (voir partie traitement des données). Le nombre d'observations a baissé de 133 à 118 pays à cause de données manquantes sur ces paramètres.

Nous n'observons pas d'effet significatif linéaire de ces taxes sur la croissance sauf pour la TVA avec un coefficient négatif de 0.056 (risque d'erreur de première espèce à 10%), soit 1% de revenus de la TVA sur le PIB supplémentaire induit une baisse de la croissance de 0.05%. Cet effet négatif de la TVA est contraire à l'article de Acosta Ormaechea, S. (2012) qui observe un effet positif d'une augmentation de la TVA dans une analyse de 69 pays entre 1970 et 2009.

Les autres paramètres de la régression restent inchangés à part ROL (Rule of law index) qui devient non significatif.

#### **Équation 4 :**

$$C9522 = c + \beta_1 LN95 + \beta_2 EDV + \beta_3 INV + \beta_4 EDS + \beta_5 RQ + \beta_6 POP + \beta_7 ROL + \beta_8 GNQ + \beta_9 TVA + \beta_{10} CUSTXR + \beta_{11} IPC + \beta_{12} COM + \beta_{13} COM^2 + \beta_{14} TVA^2 + \beta_{15} CUS_TXR^2 + \beta_{16} IPC^2 + \epsilon_i$$

Cette fois on cherche des effets non linéaires des taxes sur le commerce, de douanes et de la tva sur la croissance dans l'ensemble des pays (118 restants).

Nous remarquons des influences non-linéaires significatives des coefficients de la TVA et des taxes de douanes sur la croissance. Pour la TVA, il s'agit donc d'une forme de courbe en U c'est-à-dire que la TVA aurait un effet pervers sur la croissance jusqu'à une valeur seuil de 15.83% (calcul en annexe) puis progressivement positif sur la croissance.

Le coefficient des taxes douanières et assises sur les revenus des taxes (CUS\_TXR) devient significatif à 5%. L'effet de ce type de taxe est négatif sur la croissance : une hausse de 1 % de CUS\_TXR des taxes induit une diminution de 0.13 % du PIB. De même, L'effet non linéaire de ce type de taxe montre un effet négatif jusqu'au taux seuil de 26.67% des revenus des taxes et une influence positive sur la croissance. Les pays concernés par des taux de douanes et d'accises élevés sont généralement de petites économies (Kuwait : 74%, Maldives : 64%...) ou des pays ou certains pays à faible revenus (Somalie : 60%, Libéria: 42%, Afghanistan : 39%), nous pouvons interpréter ces résultats comme un effet négatif pour la majorité des pays et positif dans ces cas exceptionnels. Similairement, un article trouve une relation positive entre cette taxe et la croissance au Nigéria (Ogwuru, H. O., & Agbaraevah, R. C., 2017) mais le manque de données sur cette variable nous empêche d'apporter une conclusion.

#### **Équation 5 :**

$$C9522 = c + \beta_1 LN95 + \beta_2 EDV + \beta_3 INV + \beta_4 EDS + \beta_5 RQ + \beta_6 POP + \beta_7 ROL + \beta_9 TVA + \beta_{10} CUSTXR + \beta_{11} COM + \beta_{12} COM^2 + \beta_{13} TVA^2 + \beta_{14} CUS^2 TXR + \epsilon_i$$

Conformément à la littérature nous avons supposé qu'il existe une hétérogénéité de l'effet des taxes sur la croissance en fonction du groupe de revenu du pays. Nous avons testé cette hétérogénéité en restreignant l'étude aux pays à revenus faibles et moyen inférieur soit au PIB/ habitant inférieur à \$4,465 conformément à la classification de la banque mondiale (référence). En particulier, nous étudions l'effet de la TVA, de la taxe sur le commerce et de la taxe de douane sur cet échantillon. Nous ne disposons plus que de 50 observations, notre  $R^2$  ajusté est alors de 0.48 ce qui montre que notre modèle n'explique plus que 48% de la variation de la croissance ce qui est faible et impacte négativement nos résultats. Pour cet échantillon de pays, aucune variable n'est significative à part le PIB initial (LN95) et l'espérance de vie avec des coefficients dans des proportions similaires aux précédentes régressions (consistant avec la convergence du modèle de Solow). La non-significativité de nos résultats peut s'expliquer par le manque d'observations ou le choix des variables d'intérêt qui ne refléterait pas l'impact des prélèvements fiscaux sur la croissance. Toutefois, nous ne sommes pas les seuls à ne pas trouver d'effets significatif pour ces composantes des prélèvements fiscaux. Acosta Ormaechea, S. (2012). attribue ce résultat dans son papier à une mauvaise qualité de l'application de la politique fiscale dans les pays à faible revenus.

## équation 6 :

$$C9522 = c + \beta_1 LN95 + \beta_2 EDV + \beta_3 INV + \beta_4 EDS + \beta_5 RQ + \beta_6 POP + \beta_7 ROL + \beta_9 TVA + \beta_{10} IPC \\ + \beta_{11} TVA^2 + \beta_{12} IPC^2 + \beta_{13} GNQ + \epsilon_i$$

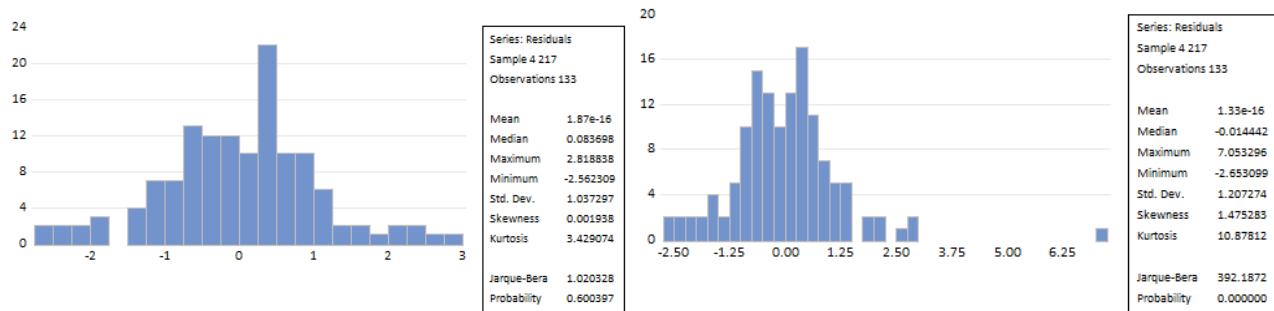
Dans cette régression on regarde l'impact des taxes sur le revenus et gains en capital personnels rapportés au PIB (IPC) ainsi que la TVA sur la croissance dans un échantillon de pays aux PIB par habitant > \$4,465 ce qui capture les pays à revenus élevés et moyen supérieur soit 81 observations avec un  $R^2$  de 0.77. Nous ne trouvons pas d'effet significatif pour la plupart des variables étudiées à part LN95, l'espérance de vie et l'investissement qui ont une influence similaire aux précédentes régressions. Ces résultats s'opposent à l'étude de Acosta Ormaechea, S. (2012). qui trouve un effet positif de la TVA et négatif des impôts sur les revenus sur la croissance dans les pays à haut revenus. Ce qui peut s'expliquer par un mauvais traitement de cette donnée qui doit être ajustée en fonction de la consommation. Pour ce qui est des taxes sur les revenus et les gains en capital nous trouvons également un effet non significatif contraire à la littérature qui y associe un effet négatif pour ce type d'échantillon.

## Tests de Robustesse :

### Test de normalité des résidus :

Avant introduction de la variable muette GNQ, nous avons testé la Normalité du terme d'erreur. Le Jarque-Bera est très élevé (392) et avec une p-value de (0) rejetant l'hypothèse de normalité des écarts aléatoires.

La création d'une variable muette GNQ avec la Guinée équatoriale, corrige en partie la normalité des erreurs.



Avant introduction de GNQ JB = 392

Après introduction JB= 1.02

En effet, nous observons une amélioration de Jacque-Bera (à 1.02) et sans oublier une amélioration de notre  $R^2$  ajusté (0,65).

Notre valeur calculée JB=1.02 est inférieure à la valeur de la table du Khi<sup>2</sup> à 2 degrés de liberté (5.991) pour 5% d'erreur donc on peut cette fois rejeter l'hypothèse de non-normalité des résidus à 5%.

## Hétéroscédasticité

Ensuite, nous procédons au test d'homoscédasticité en utilisant le test de White. Ce test permet de vérifier la propriété de variance minimale de l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Après exécution, nous observons une statistique de White calculée égale à 73,48. Cette valeur est supérieure à la valeur critique lue dans la table du Khi-deux à 45 degrés de liberté, ce qui conduit au rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus. Cela implique que la variance des erreurs n'est pas constante. Notre estimateur reste sans biais, mais il n'est plus à variance minimale. Nous appliquons donc une correction de White (écart-types robustes). Après cette correction, les coefficients de nos variables restent inchangés, mais nous constatons une modification de leurs variances et, par conséquent, de leur significativité.

## Endogénéité

L'endogénéité correspond à une situation où une ou plusieurs variables explicatives sont corrélées avec les résidus. Dans notre cas, on soupçonne d'endogénéité notre variable d'intérêt (RTX) ainsi que l'investissement (INV). L'endogénéité peut être causée par un biais de simultanéité (influence de la croissance sur le taux de recette des taxes boostant le coefficient de cette variable dans la régression), par une variable explicative omise corrélée avec les variables explicatives, ou par des erreurs de mesure sur les variables. Cela biaise notre estimateur et le rend non convergent.

Nous allons tester l'endogénéité des (RTX) à l'aide du test de Nakamura-Nakamura. Nous devons trouver une variable instrumentale pour construire l'équation d'instrumentation. Cet instrument doit être fortement corrélée avec la variable endogène, mais ne doit pas être directement corrélée avec la variable expliquée.

- Endogénéité de notre variable d'intérêt RTX

Du fait de la difficulté de trouver une variable instrumentale externe pour le taux de pression fiscale, nous choisissons cette variable à l'année initiale (1995) comme instrument.

### Test de Nakamura Nakamura

**Etape 1 :** Estimation des MCO de l'équation d'instrumentation à l'aide de notre variable instrumentale TX\_REV95

#### *Equation d'instrumentation*

$$\begin{aligned} \text{RTX} = & 17,62*** + 0,19 \text{ LN95} - 1,81 \text{ GNQ} - 0,80* \text{ POP} - 0,19 \text{ EDV} - 0,02 \text{ INV} + 0,018 \text{ EDS} + 0,70 \text{ ROL} + \\ & 0,296 + 0,70*** \text{ TX\_REV95} \end{aligned}$$

Nous remarquons que le coefficient de la variable TX\_REV95 est significatif au seuil de 1 %. Ainsi, notre instrument est bien corrélé à la variable potentiellement endogène, ce qui satisfait la première condition d'un bon instrument (la pertinence). La seconde caractéristique est l'absence de corrélation avec le terme d'erreur (l'exogénéité). Pour la vérifier, on utilise habituellement le test de suridentification de Sargan. Dans notre cas, il est impossible de tester statistiquement cette condition, car le test de Sargan n'est réalisable que

dans un modèle suridentifié (lorsqu'il y a plus d'instruments que de variables endogènes). Notre modèle étant juste identifié, nous devons nous appuyer sur la littérature théorique pour justifier l'exogénéité de notre instrument.

**Etape 2 :** Estimation par les MCO de l'équation d'intérêt et introduction des résidus extraits de l'équation d'instrumentation

$$G9522 = 4,93 - 1,22 *** LN95 + 2,53 ** GNQ - 0,38 ** POP - 0,001 RTX$$

$$+ 0,04 * EDV + 0,10 *** INV + 0,02 ** EDS - 0,68 * ROL + 1,29 *** RQ - 0,06 RESID01$$

Le coefficient devant notre résidu (RESID 01) n'est pas significatif pour un seuil de 10% , on accepte l'hypothèse nulle du test de Nakamura-Nakamura. Autrement dit, notre variable RTX (recettes fiscales en pourcentage du PIB) n'est pas détectée comme endogène.

- Endogénéité de la variable de contrôle INV

Ici nous utilisons comme instrument l'investissement à l'année 1995 : INV95

**Etape 1:** Estimation par les MCO de l'équation d'instrumentation en utilisant notre instrument INV95

*Equation d'instrumentation*

$$INV = 20,81 *** - 2,11 *** LN95 + 0,16 * EDV + 4,47 *** ROL - 2,99 *** RQ + 0,11 EDS - 0,67 POP + 5,4 GNQ - 0,14 ** RTX + 0,45 *** INV95$$

Le coefficient devant la variable INV95 est significatif à 1%, cela implique que notre instrument est bien corrélé avec notre variable potentiellement endogène (INV). Par la suite, nous allons extraire les résidus de cette équation (RESID1) et l'introduire dans l'équation d'intérêt afin d'effectuer le test de Nakamura-Nakamura à l'étape suivante.

**Etape 2 :** Estimation par les MCO de l'équation d'intérêt

$$GR65 = 7,81 *** - 1,56 *** LN95 + 0,09 *** EDV + 0,11 ROL + 0,82 ** RQ + 0,015 ** EDS - 0,48 *** POP + 2,95 *** GNQ - 0,04 ** RTX + 0,11 ** RESID1 + 0,42 INV$$

Nous constatons que notre résidu de l'équation d'instrumentation est significatif à 5%, ce qui confirme la présence d'endogénéité sur la variable de contrôle INV. Pour la corriger nous allons utiliser la méthode des doubles moindres carrés (DMC).

Les résultats de notre correction sont présentés dans le tableau ci-après:

**Tableau 6 : Correction de l'endogénéité**

Dependent Variable: GR9522 Method: Two-Stage Least Squares Date: 03/24/24 Time: 18:07 Sample (adjusted): 2 217 Included observations: 123 after adjustments Instrument specification: INV95 LN95 GNQ EDV EDS ROL RQ POP RTX Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.565136	1.860493	4.066199	0.0001
LN95	-1.549307	0.174072	-8.900380	0.0000
GNQ	2.967708	1.103165	2.690177	0.0082
EDV	0.098654	0.027276	3.616863	0.0004
EDS	0.014977	0.008087	1.852035	0.0666
ROL	-0.022726	0.370527	-0.061335	0.9512
RQ	0.935076	0.370102	2.526537	0.0129
POP	-0.478067	0.130718	-3.657255	0.0004
INV	0.017282	0.037164	0.465012	0.6428
RTX	-0.038243	0.021021	-1.819276	0.0715
R-squared	0.643441	Mean dependent var	2.192828	
Adjusted R-squared	0.615043	S.D. dependent var	1.737667	
S.E. of regression	1.078134	Sum squared resid	131.3482	
F-statistic	22.08886	Durbin-Watson stat	2.504408	
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	137.2981	
J-statistic	0.000000	Instrument rank	10	

Après correction, nous constatons une perte de significativité de notre variable endogène INV. Son seuil de significativité, initialement inférieur à 1 %, passe à 65 %. Autrement dit, dans ce nouveau modèle, l'accumulation du capital n'affecte plus la croissance de manière significative. Ce résultat rejoint les conclusions de Barro (1990).

Cette évolution peut s'expliquer par l'introduction de notre variable d'intérêt, RTX (taux de pression fiscale). Celle-ci impacte la croissance négativement avec un coefficient plus élevé, en valeur absolue, que celui de l'investissement. En effet, une augmentation de 1 % des recettes fiscales entraîne une baisse de la croissance de 0,039 %, tandis qu'une hausse de 1 % de l'investissement ne l'accroît que de 0,017 % (soit un effet net de -0,022 %). Ainsi, la pression fiscale, exprimée en pourcentage du PIB, semble annuler l'effet positif de l'accumulation du capital sur le taux de croissance, rendant l'impact de cette dernière quasiment nul.

# Conclusion

Nous avons étudié l'impact des prélèvements fiscaux sur la croissance sur un échantillon global de 133 pays suivant une équation caractéristique de l'article de Barro 1991, les prélèvements fiscaux ont été modélisés par la variable Revenus des taxes (% PIB) RTX. Dans ce cadre nous trouvons un impact négatif du taux de recette des taxes sur la croissance pour un échantillon global de pays avec un effet néanmoins positif passé un taux seuil suivant l'étude non linéaire. Ensuite, nous testons différentes composantes de RTX à savoir les taxes sur le revenu, le profit et le capital, les taxes douanières et droits d'accises, taxe sur le profit du commerce, ceux-là n'ont pas d'effets sur la croissance, avec une influence négative de la TVA. Sous hypothèse d'hétérogénéité des structures fiscales entre pays à haut revenus et pays en développement, nous avons analysé certaines composantes des taxes auxquelles la littérature a attribué des effets significatifs sur la croissance pour ces deux échantillons. C'est-à-dire la TVA, les taxes sur le commerce et les taxes de douanes et d'accises pour les pays en développement et la TVA et l'impôt sur le revenu pour les pays à haut revenus. Nous ne trouvons pas d'effet significatif de ces taxes sur la croissance.

Nous constatons également un impact quasiment nul de l'investissement sur la croissance après correction de son endogénéité. Pour les deux derniers échantillons étudiés il peut être intéressant de les analyser avec des données de panel et éventuellement de reconsidérer le traitement de certaines variables observées, notamment la TVA.

Pour conclure, notre étude montre que l'effet des prélèvements fiscaux peut ne pas avoir d'influence voire avoir une influence négative sur la croissance de long terme (période 1995-2022) même en étudiant des groupes de revenus différents. Toutefois, les nombreuses limitations de notre étude, ainsi que le manque de prise en compte des différents systèmes fiscaux nous empêchent de tirer des conclusions sur l'influence des taxes sur la croissance.

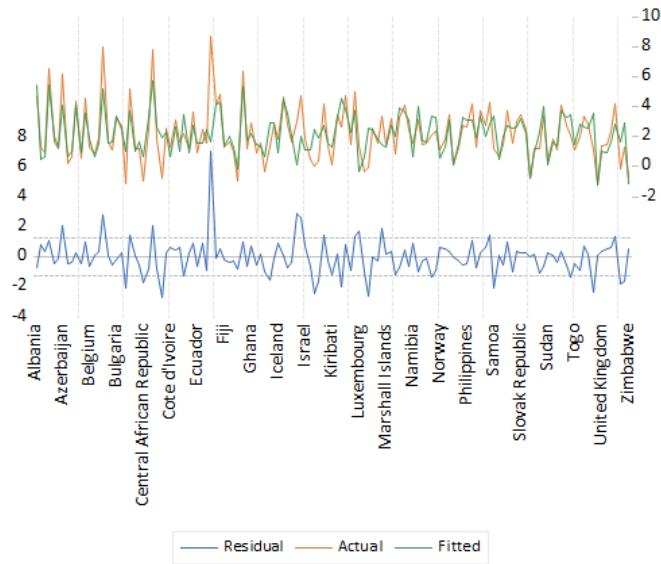
# Bibliographie

- Acosta Ormaechea, S. (2012). Tax Composition and Growth: A Broad Cross-Country Perspective. IMF Working Papers, 2012\*
- Avom, D. (2011). Les politiques fiscales en Afrique Centrale : une analyse empirique. Canadian Journal of Development Studies
- Brun, J. F., Chambas, G., & Combes, J. L. (1998). La politique fiscale agit-elle sur la croissance?. Revue d'économie du développement, 6(2), 115-125.
- Collier, P. (2009). Wars, guns and votes: Democracy in dangerous places. Random House.
- Colm G., Helzner M. (1958) The structure of government revenue and expenditure in relation to the economic development of the U.S., In Brussels Congress of the I.I.F.P. pement
- Corlett, W. J., & Hague, D. C. (1953). Complementarity and the excess burden of taxation. *The Review of Economic Studies*, 21(1), 21-30.
- Ebeke C., Ehrhart H. (2010) Tax revenue instability in Sub-Saharan Africa: Consequences and remedies, Working papers, 25,CERDI.
- Engen, E. and Skinner, J. (1996) Taxation and Economic Growth. National Tax Journal, 49, 617-642. <http://dx.doi.org/10.3386/w5826>
- « Fiscalité - Recettes fiscales - OCDE Data ». the OECD, <http://data.oecd.org/fr/tax/recettes-fiscales.htm>. Consulté le 25 mars 2024.
- Jaimovich, N., et Rebelo, S. (2017). « Non-Linear Effects of Taxation and Growth » Journal of Political Economy
- Karagianni, S., Pempetzoglou, M., & Saraidaris, A. (2012). Tax burden distribution and GDP growth: Non-linear causality considerations in the USA. *International Review of Economics & Finance*, 21(1), 186-194.
- Keho, Y. (2010). Estimating the growth-maximizing tax rate for Côte d'Ivoire: Evidence and implications. *Journal of Economics and International Finance*, 2(9), 164.
- Kneller, R., Bleaney, M. F., & Gemmell, N. (1999). Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. *Journal of public economics*, 74(2), 171-190.
- Koester J., Reinhard B., Kormendi R.C. (1989) Taxation, aggregate activity and economic growth:cross-country evidence, *Journal of public economics*,
- Les recettes fiscales | budget.gouv.fr. (n.d.). Retrieved February 17, 2026, from [https://www.budget.gouv.fr/reperes/recettes\\_du\\_budget\\_de\\_l\\_etat/articles/les-recettes-fiscales](https://www.budget.gouv.fr/reperes/recettes_du_budget_de_l_etat/articles/les-recettes-fiscales) « Structure des prélèvements obligatoires et politique fiscale | Taj ». Deloitte Société d'Avocats, 28 novembre 2013, <https://blog.avocats.deloitte.fr/structure-prelevements-obligatoires-politique-fiscale>.

- Levine, R., & Renelt, D. (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *The American Economic Review*, 82(4), 942–963. <http://www.jstor.org/stable/2117352>
- Maxime, A. T., & Toussaint, O. S. (2019). Effects of Tax Policy on Economic Growth: An Analysis on Panel Data Applied to Six Waemu Countries. *European Scientific Journal, ESJ*, 15(28), 91. <https://doi.org/10.19044/esj.2019.v15n28p91>
- Mertens, Karel, et Morten O. Ravn. « The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States ». *American Economic Review*, vol. 103, no 4, juin 2013, p. 1212-47. DOI.org (Crossref), <https://doi.org/10.1257/aer.103.4.1212>.
- OCDE. (2020). Les réponses de politiques fiscale et budgétaire à la crise du coronavirus: Accroître la confiance et la résilience. Les réponses de l'OCDE face au coronavirus (COVID-19). <https://doi.org/10.1787/32128119-fr>
- OCDE. (2009). Chapitre 5. Fiscalité et croissance économique. *Réformes économiques*, 5(1), 146–168.
- OCDE Recettes fiscales. (n.d.). Retrieved February 17, 2026, from <https://www.oecd.org/fr/data/indicators/tax-revenue.html>
- Ogwuru, H. O., & Agbaraevah, R. C. (2017). Impact of value added tax, company income tax, custom and excise duties on economic growth and development in Nigeria. *Journal of Finance, Banking and Investment*, 4(2), 88-96.
- Okafor, R. G. (2012). Tax revenue generation and Nigerian economic development. *European journal of business and management*, 4(19), 49-56.
- Robert M. Solow, « A Contribution to the Theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, no 1, 1956, p. 65–94
- Romer, C. D. et Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*,
- Tanzi, V. and Zee, H. (1997) Fiscal Policy and Long-Run Growth. *IMF Staff Papers*, 44, 179-209. <https://doi.org/10.2307/3867542>
- Trevor W. Swan, « Economic Growth and Capital Accumulation », *Economic Record*, John Wiley & Sons
- Widmalm, F. (2001). Tax structure and growth: are some taxes better than others?. *Public choice*, 107(3), 199-219.
- World Bank Country and Lending Groups – World Bank Data Help Desk. (n.d.). Retrieved February 17, 2026, from <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>

# Annexes

## Analyse des résidus estimés vs réels de l'équation 1 :

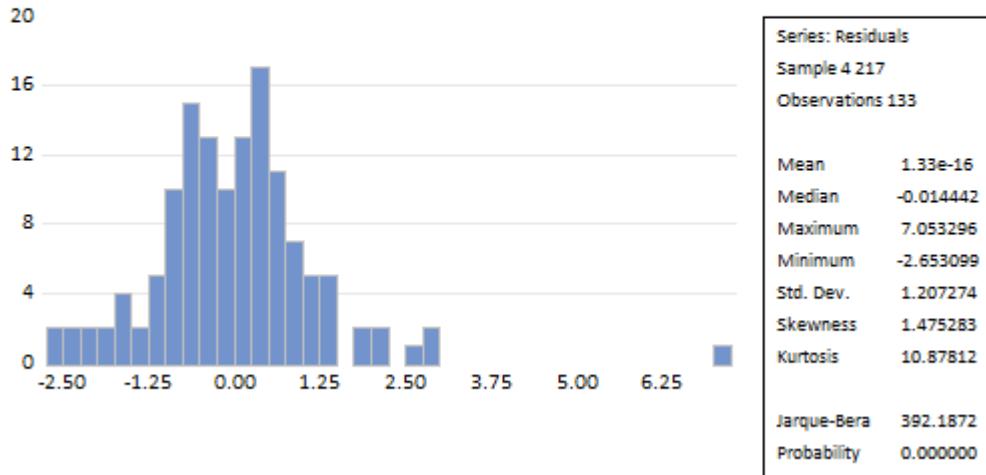


residual : différence entre valeurs estimées par notre modèle et la valeur réelle

Actual : valeur réelle

Fitted : valeur estimée

### Test de normalité des erreurs equation 1 :



### Calcul du t-student :

$$t = -\frac{\beta(\text{est}) - \beta(H0)}{ECT(\beta(\text{est}))}$$

$\beta(\text{est})$  = coefficient estimé

$\beta(H0)$  = hypothèse nulle = 0

$ECT(\beta(\text{est}))$  : écart type du coefficient estimé

### Calcul du point de retournement pour un effet non linéaire :

soit  $b_1$  le coefficient de la variable explicative X

et  $b_2$  même variable X au carré

Y:variable expliquée

$$\frac{dY}{dX} = 0 \Leftrightarrow b_1 + 2b_2 X = 0$$

$$x^* = -b_1/2b_2$$

exemple : effet non linéaire de RTX (equ2)  $b_1 = -0.19$ ,  $b_2 = 0.008$   
 $x^* = 23.75\% \text{ RTX/PIB}$