

## Econométrie de la croissance

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

# Table des matières

<b>Introduction</b> .....	3
<b>Revue de la littérature</b> .....	4
<b>Traitement des données</b> .....	6
<b>Données utilisées :</b> .....	6
<b>Variables de contrôle et d'intérêt :</b> .....	7
<b>Traitement des données</b> .....	8
<b>Traitement des points aberrants</b> .....	9
<b>Tableau de statistiques descriptives des données</b> .....	10
<b>Estimations</b> .....	11
<b>Tableau des régressions</b> .....	12
<b>Tests des hypothèses de Gauss Markov:</b> .....	13
<b>Test de normalité des résidus :</b> .....	13
<b>Hétéroscédasticité</b> .....	13
<b>Endogénéité</b> .....	14
<b>Analyse des résultats</b> .....	17
<b>Conclusion</b> .....	20
<b>Bibliographie</b> .....	21
<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 et de réguler l'économie, poussant de plus en plus d'États à utiliser la politique fiscale. Ainsi, nombreux sont les gouvernements qui utilisent la politique fiscale, c'est-à-dire l'ajustement des prélèvements fiscaux, comme instrument de politique économique dans le but de faire face à des chocs externes et internes. Un article de l'OCDE paru le 19 mai 2022 met en évidence l'importance des atténuations fiscales et de l'aide fiscale 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, et leurs conclusions sont autant plus divergentes que controversées les unes des autres. Une partie de ces différences peut être expliquée par la complexité de la structure fiscale qui n'est pas homogène pour tous les pays du monde

Selon l'OCDE, les recettes fiscales désignent les recettes provenant des impôts sur le revenu et les bénéfices, des cotisations de sécurité sociale, des taxes prélevées sur les biens et les services, des prélèvements sur les salaires, des impôts sur le patrimoine et des droits de mutation, ainsi que d'autres impôts et taxes. Ils sont généralement composés d'impôts directs (impôts sur le revenu et sur le patrimoine des personnes, sur le bénéfice des sociétés, ...) et d'impôts indirects (Taxe sur la Valeur Ajoutée, taxe douanière ...). En conséquence, les prélèvements fiscaux relèvent de sources diverses et leurs structures varient d'un pays à un autre.

**L'objectif de notre étude est de déterminer si le niveau de prélèvement fiscal a un effet linéaire sur la croissance à partir de données transversales sur un échantillon de 133 pays entre 1995 et 2022.** Pour cela, nous utilisons la méthode de régression des moindres carrés ordinaires (MCO). Notre variable expliquée est le taux de croissance moyen du PIB durant la période et nos variables de contrôle sont similaires à celles de Barro (1991). Nous avons d'abord introduit dans une régression le taux de pression fiscale comme variable d'intérêt en plus des variables de contrôle. 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 linéaires 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 moyen 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.

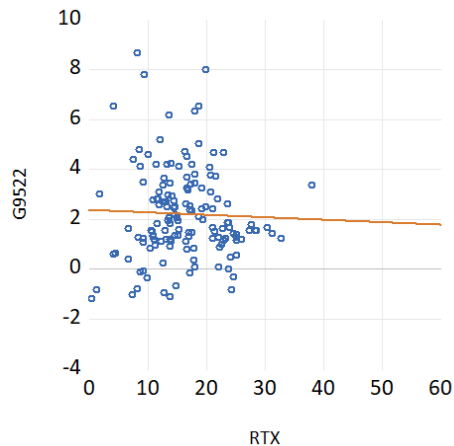


figure 1 : effet des Revenus des taxes (prélèvements fiscaux) sur la croissance

## Revue de la littérature

La problématique des effets du prélèvement fiscal sur la croissance économique a fait l'objet de nombreuses études théoriques et empiriques. La littérature économique propose deux approches pour l'analyse de ce sujet : la première consiste à mettre en évidence l'effet des différents composants des prélèvements fiscaux sur la croissance, la deuxième utilise la structure fiscale combinée avec le niveau de développement des pays pour montrer les effets des politiques fiscales sur une économie.

### Revue théorique

Pour Karaginanni et al. (2012), les taxes affectent la croissance temporairement 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) vont plus loin en soulignant que la fiscalité est un outil de la croissance économique : une meilleure politique fiscale encourage les entreprises à investir dans le capital physique et dans l'innovation (courbe la Laffer). 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.

### Revue Empirique

#### **Approche 1:**

Si les résultats théoriques se rapportant à l'effet de la fiscalité sur la croissance sont nuancés, les évidences empiriques le sont encore davantage. 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. Et, à des niveaux plus élevés de taxes sur le revenu, l'effet devient ambigu. Des résultats similaires ont été obtenus par l'OCDE (2009) en précisant que les impôts sur les sociétés sont 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. Certains auteurs ont tiré la conclusion de l'existence d'un effet non linéaire de la fiscalité sur la croissance. Les résultats de leurs travaux montrent un faible impact sur la croissance des faibles taux d'imposition. Mais à mesure que les taux d'imposition augmentent, l'impact sur la croissance devient négatif (Jaimovich & Rebelo, 2012).

D'autres par contre ne trouvent aucune corrélation entre les taux d'imposition et les taux de croissance. C'est le cas de Piketty, Saez Stantcheva (2014) qui souligne l'absence de corrélation entre les taux de croissance et les changements dans les taux marginaux d'imposition du revenu mis en œuvre dans les pays de l'OCDE depuis 1975.

De nombreux travaux ont démontré l'impact positif des structures fiscales sur la croissance économique (Corlett et Hague (1953) ).

Cependant, d'autres auteurs ont abouti à des résultats contraires à savoir que les structures fiscales entretiennent des relations négatives sur la croissance économique. 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 des nations.

### **Approche 2:**

De nombreux travaux empiriques ont été réalisés sur les effets des structures fiscales sur la croissance économique dans un certain nombre de pays développés et en développement. Milesi-Feretti et Roubini (1998) par exemple, modélisent dans les pays riches et confirment que la taxe sur la consommation réduit la croissance de ces pays. Widmalm (2001) examine les effets de l'impôt sur le revenu personnel, les taxes sur les biens et services et montrent que la progressivité d'une taxe à des effets négatifs sur la croissance. Plusieurs autres travaux analysent les incidences des structures fiscales sur la croissance économique dans les pays développés. Koester et Kormendi (1989) constatent que les taux d'imposition moyens n'affectent pas la croissance économique. Tanzi et Zee (1997) mettent en évidence dans leur travaux, 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 sur la croissance 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 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 au problème des prélèvements fiscaux sur l'activité économique 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. De plus, une faible mobilisation des taxes sur les personnes physiques dans les pays en développement notamment à cause de l'évasion fiscale diminue l'effet de ce type de taxe sur la croissance (Ojo-Agbodu, Ayodele., 2020). Ebeke et Ehrhart (2010) concluent que d'autres effets des structures fiscales sur la croissance proviennent de la forte instabilité des recettes fiscales 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 : la taxe sur la valeur ajoutée, taxe sur les produits pétroliers, taxes de douanes. Dans la même suite d'idée, une étude de Ferdinand Moussavou (2017) 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.

# 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) pour la fiabilité des données et la large couverture de pays. De plus, on y retrouve également la base de données Worldwide Governance Indicators pour nos indicateurs de gouvernances.

Pour notre variable dépendante nous avons choisi le taux de variation annuel du PIB par tête en dollars constants de 2015, sur la période 1995-2022, nous désignons cette variable par **G9522**.

Dans nos travaux nous avons choisis le taux de pression fiscal qui est le total des impôts prélevés rapportés au PIB, la TVA(en % du PIB) , les recettes des taxes du commerce ,les taxes de douanes et accises (customs and excise duties) en % du revenu des taxes, taxes sur les revenus et gain personnel en capital (en % du PIB).

Afin de garantir la pertinence de notre analyse nous avons fait choisis des variables de contrôle qui ont un effet significatif sur la croissance.

Nous avons d'abord la variables INV qui est la Formation Brute de Capital Fixe en pourcentage du PIB sur la période déterminée. La variable éducation (**EDS**) sélectionnée est définie comme la moyenne du taux brut de scolarisation dans le secondaire sur la période s'étendant de 1995 à 2022. Ce taux brut de scolarisation représente le rapport entre le nombre total d'individus scolarisés, sans distinction d'âge, et la population du groupe d'âge correspondant au niveau d'éducation considéré.

Afin de tenir compte de la gouvernance nous avons fait le choix de deux indicateur : Regulation quality index(**RQ**) qui est un indice de perception de l'efficacité des politique pour un environnement favorable aux entreprises allant de -2.5 à 2.5 et l'indicateur Rule of Law (**ROL**) qui est compris entre -2.5 et 2.5 elle mesure le respect des lois , l'indépendance des tribunaux et l'accessibilité du système judiciaire et son impartialité.Nous avons également intégré la variable espérance de vie (**EDV**) qui a été approché par la moyenne sur la période.

En se basant sur les recherches de Barro (1991), qui montrent une corrélation entre le PIB par habitant initial et le taux de croissance du PIB sur une période donnée, nous avons inclus le PIB initial de chaque pays pour l'année de départ (1995), noté **GDP95**. Pour mieux gérer les valeurs extrêmes dans notre analyse de régression, nous avons choisi d'appliquer le logarithme à cette variable, créant ainsi **LN95**.

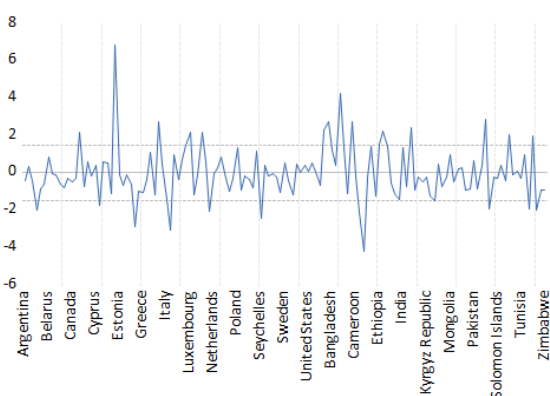
## **Variables de contrôle et d'intérêt :**

<u>variable expliquée :</u>	noms variables	sources
Croissance moyenne du PIB de 1995 à 2022	G9522	GDP per capita (constant 2015 US\$), WDI
<u>variables de contrôle :</u>		
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'accessibilité du 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
<u>variables d'intérêt :</u>		
Revenus des taxes en % du PIB	RTX	Tax revenue (% of GDP), WDI
taxes de douanes et ascises (customs and excise duties) en % du revenu des taxes	CUS_TXR	WDI
taxes sur les revenus et gain personnel en capital (% du PIB)	IPC	WDI
recette de la TVA sur le PIB	TVA	WDI

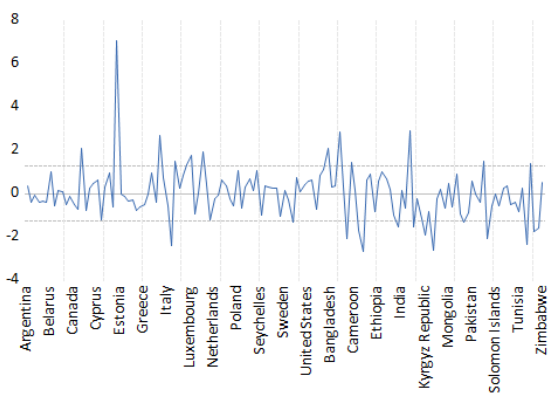
recettes des taxes sur le commerce rapporté au PIB	COM	WDI
variables muettes :		
variable muette croissance aberrante	GNQ	-

## Traitement des données

Tout d'abord, suivant les recommandations de Barro 1991 nous prenons soin de log linéariser la série PIB/habitant initial 1995 car l'hétérogénéité des valeurs affectait négativement notre 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. En effet, certaines valeurs extrême passent d'une différence entre résidu estimés et résidus réel de 4/-4 à une différence de 2/-2 sauf pour quelques valeurs extrêmes qui empêchent la normalité des résidus (en particulier la Guinée Equatoriale)



Avant correction du pib initial



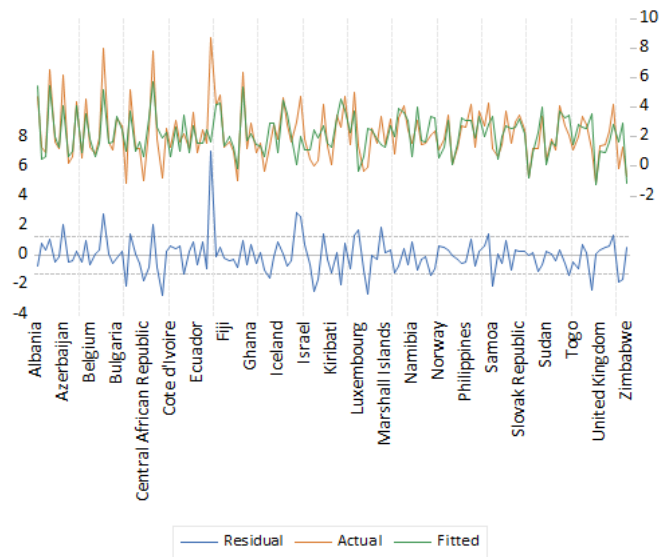
Après log linéarisation du PIB initial

ligne bleue : résidus de la croissance moyenne G9522

Cette première correction permet d'améliorer la significativité des coefficients mais ne corrige pas, et aggrave 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 uniquement les variables de contrôle on observe des valeurs aberrantes. Nous analysons le graphique des résidus réels par rapport aux résidus (Actual vs Fitted residuals) ajustés ci-dessous :



La courbe verte (fitted) nous montre les valeurs prédites 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, la Guyane et l'Irlande ont des valeurs de croissance "aberrantes" qui déséquilibrent notre modèle, cela est dû à la part élevée des exportations de pétrole en Guyane et en G.E. tandis que l'Irlande bénéficie d'une politique fiscale compétitive. Nous avons deux alternatives pour traiter ce problème : la première est de supprimer les observations aberrantes et la deuxième est de créer une muette pour ces pays. Dans notre cas nous allons opter pour la création d'une muette additive nommée (GNQ), tous les pays prendront une valeur de 0 sauf la Guinée équatoriale, l'Irlande et la Guyane qui prennent une valeur de 1. 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 de statistiques descriptives des données

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 Jarque bera élevé pour les données de croissance ce qui implique un problème de non normalité des résidus (voir la partie test de normalité des résidus)

Nous avons ensuite mené une étude sur la corrélation entre nos variables , pour se faire, nous avons dressé la matrice des coefficients de corrélations qui est représenté ci dessous. Si jamais 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 fiscal et les composantes des différents impôts tel que la TVA , les taxes sur le commerce. Cela peut indiquer une multicollinéarité, ce qui peut rendre l'interprétation des effets individuels de ces variables plus difficiles. 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.

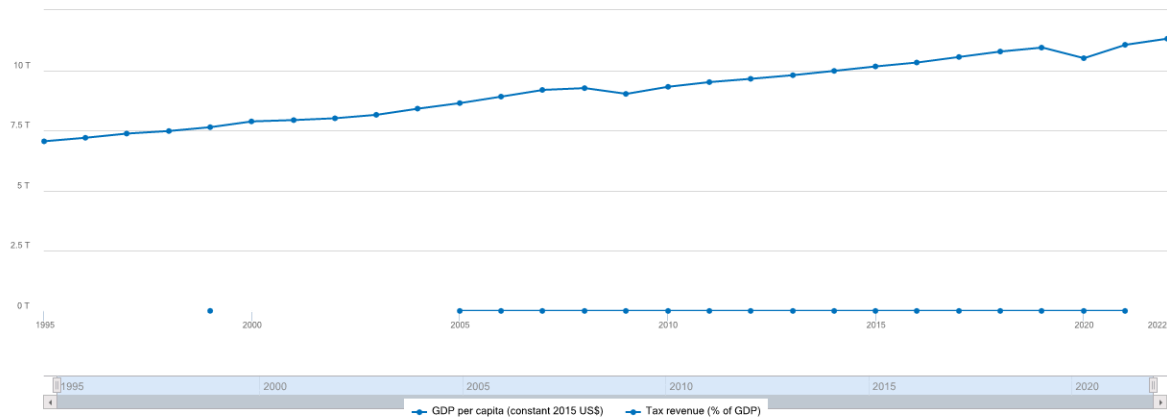
Correlation

	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

Matrices de coefficients de corrélation

## Evolution des prélèvement fiscaux et du PIB/habitant sur la période 1995-2022



Country : World  
Source: World Development Indicators  
Created on: 03/23/2024

Sur la période 1995-2022, nous observons une croissance du PIB par tête pour l'ensemble des pays et également une stagnation du taux de pressions fiscale (2005-2022).

## Estimations

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

## Tableau des régressions

Variables dépendante	1 GR9522	2 GR9522	3 GR9522	4 GR9522	5 GR9522	6 GR9522
CONSTANTE	5.584284*** (1.679263)	7.644078*** (1.824110)	5.867424*** (1.782433)	7.940555*** (1.889708)	8.758131*** (3.665536)	12.16869*** (2.406527)
LNGDP95	-1.307492*** (0.153668)	-1.379246*** (0.152755)	-1.432319*** (0.178394)	-1.552952*** (0.180986)	-1.834094*** (0.332706)	-2.085086*** (0.233148)
INV	0.096061*** (0.020876)	0.094683*** (0.020414)	0.089280 (0.027063)	0.093217*** (0.021653)	0.065953 (0.039742)	0.090289*** (0.027097)
EDS	0.010992 (0.007779)	0.010967 (0.007604)	0.010683 (0.008694)	0.007283 (0.009436)	0.009029 (0.014990)	0.003768 (0.009648)
POP	-0.430949*** (0.118258)	0.490921*** (0.119231)	-0.055984*** (0.141448)	-0.473507*** (0.142825)	-0.225544 (0.262002)	-0.260229 (0.159176)
RQ	1.246112*** (0.299614)	1.448858*** (0.292550)	1.195431*** (0.328087)	1.081121*** (0.357289)	0.556606 (0.722038)	0.842573** (0.343832)
ROL	-0.534230* (0.291981)	-0.577819** (0.283088)	-0.487436 (0.305593)	-0.366588 (0.315480)	-0.097199 (0.573355)	0.462947 (0.370403)
RTX	-0.033310* (0.019072)	0.169944*** (0.063425)				
EDV	0.075554*** (0.024576)	0.072086*** (0.023812)	0.089280*** (0.027063)	0.097833*** (0.028600)	0.116829*** (0.050116)	0.093730*** (0.030924)
GNQ	5.179350*** (0.784268)	7.678386*** (1.088455)	7.158549*** (1.194551)	6.160640*** (1.229413)		4.115620 (0.702900)
RTX^2		0.003792** (0.001648)				
TVA			-0.055984* (0.029246)	-0.192101** (0.083593)	-0.235784 (0.163418)	-0.089985 (0.076181)
COM			-0.014746 (0.064266)	0.102483 (0.167324)	0.356986 (0.367937)	
CUS_TXR			-0.014043 (0.017060)	-0.128294** (0.055271)	-0.155055 (0.121835)	
IPC			0.004492 (0.040356)	-0.051274 (0.098644)		-0.090815 (0.091410)
TVA^2				0.005999* (0.003419)	0.004086 (0.006290)	0.003077 (0.002831)
COM^2				-0.004039 (0.010954)	-0.020436 (0.022101)	
CUS_TXR^2				0.002467** (0.001175)	0.002238 (0.002777)	
IPC^2				0.002817 (0.005365)		0.004701 (0.004902)
R² AJUSTE	0.67	0.67	0.65	0.69	0.48	0.77
WHITE TEST	73.48	62.84	1.98			
BREUSH-PAGAN F-STAT	29.49548	28.00208	19.56545	17.87	14.48	8.60
BJ-TEST	2	1.80	1.98	1.83	4.25	0.37
OBSERVATIONS	133	133	118	118	50	81

## Tests des hypothèses de Gauss Markov:

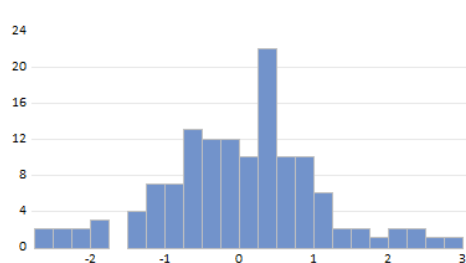
Afin de démontrer la robustesse de nos résultats, nous allons effectuer des tests économétriques dans le but de vérifier les hypothèses de GAUSS MARKOV.

Nous pouvons vérifier la première condition de Gauss markov, soit la somme nulle des résidus notamment avec la commande `show @sum(resid)` on trouve une valeur qui tend vers 0 ( $4.55 \cdot 10^{-15}$ ) ce qui valide cette première condition.

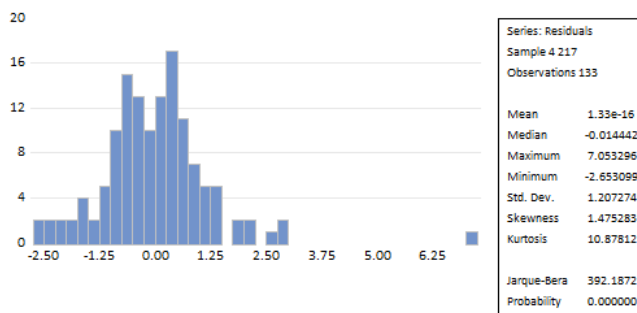
### Test de normalité des résidus :

Avant introduction de la variable muette GNQ, nous avons testé la Normalité du terme d'erreur. Le Jarque-Berra est très élevé (392) et avec une p-value de (0) ce qui veut dire qu'on a (100%) de se tromper en rejetant l'hypothèse de normalité des écarts aléatoires.

La création d'une variable muette GNQ avec tous les pays prenant une valeur de 0 sauf la Guinée équatoriale, l'Irlande et la Guyane qui prennent une valeur de 1, corrige 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  $\chi^2$  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 allons procéder au test d'homoscédasticité, et pour cela nous allons effectuer le test de white. Ce test nous permettra de vérifier la propriété de variance minimale de l'estimateur des moindres

carres ordinaires. Après exécution de notre test on observe un white calculé égale à 73.48, cette statistique calculée est supérieur à la valeur lue dans la table de Khi deux avec 45 degré de liberté, ce qui aboutit au rejet de l'hypothèse nulle selon laquelle les variances des écarts aléatoires sont homoscédastiques. Ce qui sous-entend que notre dispersion n'est pas la même d'un groupe à un autre. Notre estimateur est donc sans biais, mais pas à variance minimale. Nous procédons donc à une correction automatique de White. Après cette correction nous observons que les coefficients de nos variables restent inchangés mais nous constatons des variations au niveau de leur variance.

## 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 les revenus des taxes sur le PIB (RTX); cela peut être causée par un biais de simultanéité (influence de la croissance sur le taux de revenus des taxes boostant le coefficient de cette variable dans la régression), par une variable explicative omise corrélée avec les variables explicatives de la régression ou par des erreurs de mesure sur les variables. Cela biaise notre estimateur et le rend non convergent.

Nous allons tester l'endogénéité d'une supposée endogène à l'aide du test de Nakamura Nakamura. Pour cela, nous devons d'abord trouver une variable instrumentale pour construire l'équation d'instrumentation. Cet instrument doit être corrélée avec la variable endogène, elle ne doit pas être corrélée avec le terme d'erreur dans l'équation d'intérêt, et ne doit pas avoir d'effet direct sur la variable expliquée: ce sont les caractéristiques d'un bon instrument.

Dans notre analyse, les variables RTX et INV sont susceptibles d'être endogènes

- Endogénéité de notre variable d'intérêt RTX

Du fait de la difficulté de trouver une variable instrumentale externe pour le taux de pression fiscale on choisit 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*

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

Nous remarquons que le coefficient devant la variable TX\_REV95 est significatif à 1%, ainsi notre variable est bien corrélée avec notre variable probablement endogène et respecte la première caractéristique d'un bon instrument. La seconde caractéristique est la non corrélation avec le terme d'erreur et pour cela nous devons utiliser le test de suridentification de Sargan. Dans notre cas, il est impossible de vérifier si votre instrument respecte cette caractéristique car le test de Sargan n'est possible qu'à partir de deux instruments.

**Etape 2 :** Estimation par les MCO de l'équation d'intérêt et introduction des résidus extraite 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 nul du test de Nakamura Nakamura. Autrement dit, notre variable RTX( recettes fiscales en pourcentage du PIB ) n'est pas 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:

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 baisse de la significativité de notre variable endogène INV; on passe d'une significativité à 1%(équation..) à une significativité de 65%. Ainsi, l'accumulation du capital n'affecte plus la croissance ;ce résultat a également été trouvé par Barro (1990) . Ceci peut s'expliquer par la présence de notre variable d'intérêt RTX ; celle- ci impacte la croissance de manière négative avec un coefficient plus élevé que celui de l'investissement qui a plutôt un impact favorable sur la croissance . En effet, une augmentation de 1% de recette fiscale entraîne une baisse de la croissance de 0,039% , tandis qu'une augmentation 1% de l'investissement entraîne une augmentation du pib de 0,017%, soit une différence de -0,022%. Ainsi le taux de pression fiscale en pourcentage du PIB annule l'effet positif de l'accumulation du capital sur le taux de croissance du PIB et ce dernier a désormais un impact quasiment nul sur la croissance.

# Analyse des résultats

## équation 1 :

$$C9522 = c + \beta 1LN95 + \beta 2RTX + \beta 3EDV + \beta 4INV + \beta 5EDS + \beta 6RQ + \beta 7POP + \beta 8ROL + \beta 9GNQ + \epsilon_i$$

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 est peu significatif ce qui rejoint 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 rejoint 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 :

$$C9522 = c + \beta 1LN95 + \beta 2RTX + \beta 3EDV + \beta 4INV + \beta 5EDS + \beta 6RQ + \beta 7POP + \beta 8ROL + \beta 9GNQ + \beta 10 RTX^2 + \epsilon_i$$

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 fiscale 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 fiscale. Au dépassement du seuil, l'impact du taux de pression fiscale 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 :

$$C9522 = c + \beta 1LN95 + \beta 2EDV + \beta 3INV + \beta 4EDS + \beta 5RQ + \beta 6POP + \beta 7ROL + \beta 8GNQ + \beta 9 TVA + \beta 10CUSTXR + \beta 11IPC + \beta 12COM + \epsilon$$

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 revenu 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 :

$$C9522 = c + \beta 1LN95 + \beta 2EDV + \beta 3INV + \beta 4EDS + \beta 5RQ + \beta 6POP + \beta 7ROL + \beta 8GNQ + \beta 9 TVA$$

$$+\beta_{10}CUSTXR + \beta_{11}IPC + \beta_{12}COM + \beta_{13}COM^2 + \beta_{14}TVA^2 + \beta_{15}CUS\_TXR^2 + \beta_{16}IPC^2 + \epsilon_i$$

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 (Koweït : 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 :

$$C9522 = c + \beta_{11}LN95 + \beta_{2EDV} + \beta_{3INV} + \beta_{4EDS} + \beta_{5RQ} + \beta_{6POP} + \beta_{7ROL} + \beta_{9TVA} + \beta_{10}CUSTXR + \beta_{11}COM + \beta_{12}COM^2 + \beta_{13}TVA^2 + \beta_{14}CUS^2TXR + \epsilon_i$$

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<sup>2</sup> 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 :

$$C9522 = c + \beta_{11}LN95 + \beta_{2EDV} + \beta_{3INV} + \beta_{4EDS} + \beta_{5RQ} + \beta_{6POP} + \beta_{7ROL} + \beta_{9TVA} + \beta_{10}IPC + \beta_{11}TVA^2 + \beta_{12}IPC^2 + \beta_{13}GNQ + \epsilon_i$$

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.

## 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 de RTX 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 résultante de structures fiscales différentes 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 (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, on ne peut se fier à ces résultats avec certitudes étant donnés le manque de données pour de nombreuses variables de taxes et l'hétérogénéité des systèmes fiscaux. Il serait intéressant de comparer la relation entre dépenses publiques et croissance comme étudiée par T. Gurdal (2021).

# Bibliographie

<https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups> référence des groupes de revenus de pays

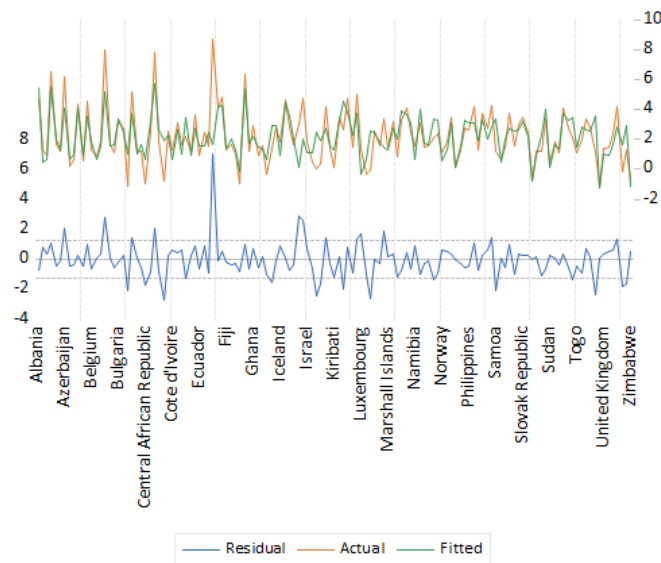
modèles Solow Swan

- Robert M. Solow, « A Contribution to the Theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, no 1, 1956, p. 65–94
- World Bank Country and Lending Groups – World Bank Data Help Desk.  
<https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>. Consulté le 25 mars 2024.
- Trevor W. Swan, « Economic Growth and Capital Accumulation », *Economic Record*, John Wiley & Sons
- Collier, P. (2009). *Wars, guns, and votes: democracy in dangerous places*. New York, Harper.
- Avom, D. (2011). *Les politiques fiscales en Afrique Centrale : une analyse empirique*. *Canadian Journal of Development Studies*
- OCDE (2009). Chapitre 5. Fiscalité et croissance économique. Réformes économiques
- 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*,
- Brun J F., Chambas G., Cambes J. C. (1998) Politique fiscale et croissance économique, *Revue d'économie du développement*
- 34. Koester J., Reinhard B., Kormendi R.C. (1989) Taxation, aggregate activity and economic growth: cross-country evidence
- 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
- Ebeke C., Ehrhart H. (2010) Tax revenue instability in Sub-Saharan Africa: Consequences and remedies, *Working papers*, 25, CERDI.
- Acosta Ormaechea, S. (2012). *Tax Composition and Growth: A Broad Cross-Country Perspective*. IMF Working Papers, 2012
- Jaimovich, N., et Rebelo, S. (2017). « Non-Linear Effects of Taxation and Growth » *Journal of Political Economy*
- Keho, Y. (2010). Effets macroéconomiques de la politique fiscale en Côte d'Ivoire. *Bulletin de Politique Économique et Développement*
- Widmalm F. (2001) Tax structure and growth : are some taxes better than others public
- Koester J., Reinhard B., Kormendi R.C. (1989) Taxation, aggregate activity and economic growth: cross-country evidence, *Journal of public economics*,
- Kneller R., Bleaney M.F., Gemmell N. (1999) Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries, *Journal of public economics*
- Karagianni S, Pempetzoglou M, Saraidaris A (2012) Tax burden distribution and GDP growth: non-linear causality considerations in the USA. *Int Rev Econ Finance* 21(1):186–194
- 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.
- Les recettes fiscales | [budget.gouv.fr](https://www.budget.gouv.fr/reperes/budget/articles/les-recettes-fiscales) <https://www.budget.gouv.fr/reperes/budget/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>.
- 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, Les réponses de politiques fiscale et budgétaire à la crise du coronavirus : Accroître la confiance et la résilience : <https://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/les-reponses-de-politiques-fiscale-et-budgetaire-a-la-crise-du-coronavirus-accroitre-la-confiance-et-la-resilience-32128119/>
- « Fiscalité - Recettes fiscales - OCDE Data ». theOECD, <http://data.oecd.org/fr/tax/recettes-fiscales.htm>. Consulté le 25 mars 2024.

## Annexes

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

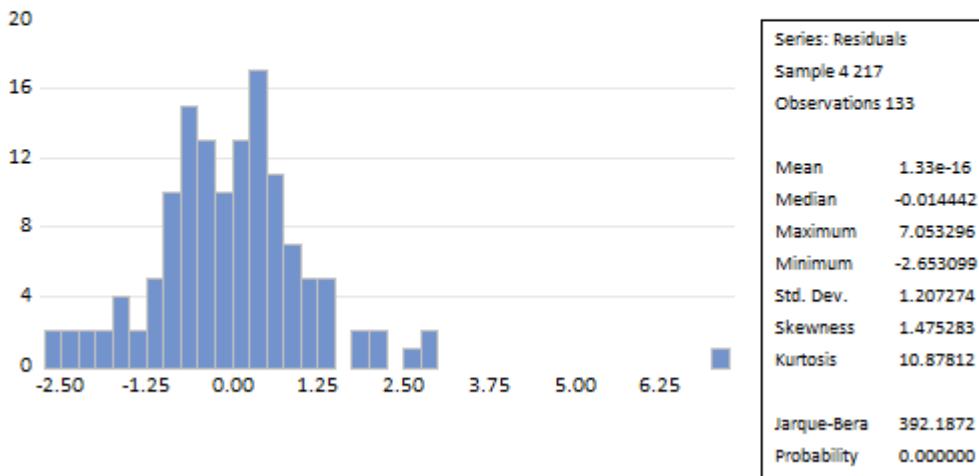


residual : différence entre valeurs estimés par notre modèle et la valeur réelle

Actual : valeur réelle

Fitted : valeur estimée

### Test de normalité des erreurs equation 1 :



### calcul du t-student :

$$t = - \frac{\beta(\text{est}) - \beta(H_0)}{ECT(\beta(\text{est}))}$$

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

$\beta(H_0)$  = 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

$$dY/dX = 0 \Leftrightarrow b_1 + 2b_2X = 0$$

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

*exemple : effet non linéaire de RTX (equ2)  $b_1 = -0.19$ ,  $b_2 = 0.008$*

*$x^* = 23.75$  % RTX/ PIB*