

**NON-LINEARITE ENTRE TAXATION ET CROISSANCE ECONOMIQUE
DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE**

Pouwemdéou TCHILA
Mawussé Komlagan Nézan OKEY
Université de Lomé, Togo

samuelson902@gmail.com

mawusse2000@gmail.com

Résumé

Cette étude analyse la relation entre la taxation et la croissance économique dans la philosophie de la « courbe de Laffer ». La méthodologie adoptée est basée sur un modèle de type Panel Threshold Regression appliqué à l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sur la période 1988-2017. Les résultats mettent en évidence l'existence d'une relation non-linéaire cohérente avec la « courbe de Laffer » entre la taxation et la croissance économique. Il existe en effet, un niveau de pression fiscale compris entre 17,24% et 18,88% du PIB en dessous duquel, la taxation a un effet positif sur la croissance économique. Au-dessus de cet intervalle, la taxation affecte négativement la croissance économique dans l'espace UEMOA. Toute taxation comprise dans cet intervalle serait compatible avec un taux de croissance économique d'environ 6,20% contre un taux moyen observé de 3,84%. Pour ce faire, l'étude recommande non pas d'augmenter les niveaux de taxation ou la création de nouvelles taxes, mais la mise en place des stratégies de réformes permettant d'améliorer les dispositifs de collecte des impôts et taxes, puisque toute politique visant à accroître le fardeau fiscal sans à priori améliorer l'efficacité du dispositif fiscal est susceptible d'être contre-productive.

Mots-clés : Croissance économique, pression fiscale, courbe de Laffer, taxation optimale

Abstract

This study analyzes the relationship between taxation and economic growth in the framework of the "Laffer Curve". The methodology adopted is based on a Panel Threshold Regression model applied to the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) over the period 1988-2017. The results are consistent with the "Laffer Curve" showing the existence of a non-linear relationship between taxation and economic growth. Indeed, there is a tax burden level ranged between 17.24% and 18.88% of GDP below which taxation has a positive effect on economic growth. Above this range, taxation negatively affects economic growth in the WAEMU area. Any taxation included in this interval would be compatible with an economic growth rate of about 6.20% against an average rate of 3.84%. Therefore, the study recommends not to increase tax levels or the creation of new taxes, but the implementation of reform strategies to improve tax collection systems, since any policy aiming at increasing the tax burden without a priori improving the efficiency of the tax system is likely to be counterproductive.

Key words: economic growth, tax burden, Laffer curve, optimal taxation

Classification JEL H21

Introduction

La conception optimale d'un système fiscal par l'approche de la courbe de Laffer n'est pas une problématique nouvelle. En effet, non seulement elle constitue un sujet fascinant depuis longtemps pour un grand nombre d'économistes (Laffer, 1981 ; Barro, 1990 ; Scully, 1991), mais également un sujet d'actualité pour d'autres auteurs (Minea et Villieu, 2009 ; Keho, 2010 ; Saibu, 2015 ; Amgain, 2017, Hounsounon, 2018). Le contexte actuel étant marqué par l'instabilité de l'aide en faveur des pays en développement, les décideurs, notamment des pays en développement (PED), semblent avoir compris la nécessité de mobiliser davantage de ressources propres pour l'exécution de leurs programmes de développement. Toutefois la mobilisation des ressources fiscales ne doit pas compromettre la capacité des économies à créer de la richesse et promouvoir la croissance économique.

Depuis 2009, par la directive N°02/2009/CM/UEMOA, le taux plancher de pression fiscale fixé dans l'Union économique et monétaire ouest africaine (UEMOA) est fixé à 17% jusqu'en 2014. L'observation des données de la BCEAO sur cette période montre que le niveau moyen de pression fiscale est demeuré faible par rapport à cette norme en dépit des efforts consentis par les pays de l'UEMOA en matière de réformes fiscales. En effet, le niveau moyen des revenus fiscaux entre 2009 et 2014 était d'environ 14,7% du Produit Intérieur Brut (PIB) dans la zone. Les données par pays montrent que sur cette période, seuls le Niger (de 2011 à 2014) et le Togo (en 2013 et 2014) ont atteint ce taux de 17%. Malgré que les autres pays peinent toujours à se rapprocher de ce taux plancher, un nouveau taux minimal de 20% du PIB a été redéfini depuis 2015. Par ailleurs, les meilleures performances en matière de pression fiscale ne se sont toujours pas accompagnées de meilleurs taux de croissance économique. On observe par exemple que la Côte d'Ivoire avec les plus forts taux de croissance économique en 2016 (7,9%) et en 2017 (7,7%) culminent des performances toujours en deçà de la norme communautaire en termes de pression fiscale (16,1% et 16,4% respectivement en 2016 et 2017). A contrario, le Niger avec le plus grand taux de pression fiscale (22,9%) en 2015 a enregistré un taux de croissance qui figure parmi les plus faibles de la zone (4,4%) au cours de la même période (BCEAO, 2019).

Les sources de la croissance économique ont toujours fait l'objet d'un grand débat dans la littérature. Dans les modèles néoclassiques de croissance de Solow (1956), les variables budgétaires sont supposées avoir des impacts très limités sur la croissance du fait des anticipations des agents économiques. La théorie de la croissance endogène propose cependant des modèles de croissance où les investissements publics financés par les taxes peuvent avoir des effets permanents sur la croissance (Lucas, 1988 ; Barro, 1990). Deux thèses s'opposent donc à ce propos. La première thèse soutient que les taxes affectent négativement la croissance économique (Mertens et Ravn, 2013 ; Reed, 2008 ; Karras, 1999) alors que pour la deuxième thèse, jusqu'à un certain seuil, les taxes ont des effets positifs sur la croissance économique (Laffer, 1981 ; Barro, 1990, Scully, 1991 ; Saibu, 2015, Amgain, 2017). Pour comprendre les canaux par lesquels les taxes affectent négativement la croissance économique, il faut remonter aux théories d'inspiration néoclassique selon lesquelles les effets de distorsion des taxes découragent l'activité économique. En ce qui concerne la deuxième thèse, les effets positifs des taxes ont été mis en évidence par les modèles de croissance endogène qui montrent que l'effet positif survient indirectement à travers les dépenses publiques productives financées par les taxes (Lucas, 1988 ; Barro, 1990). Cependant, lorsque le niveau de taxation excède un niveau donné, les taxes produisent des externalités négatives sur l'économie (Scully, 1991). Cette deuxième thèse fait appel à la théorie de la taxation optimale (TTO). Selon Stiglitz (1982), la

TTO fait appel aux concepts d'équité et d'efficacité. Un système fiscal est équitable s'il redistribue les revenus en fonction de l'aversion pour l'inégalité de la société, et efficace s'il minimise les distorsions (Allingham et Sandmo, 1972, Stiglitz, 1982). D'après Bourguignon et Bureau (1999), l'efficacité de la fiscalité peut être appréhendée conceptuellement de deux façons : soit du point de vue de la mobilisation fiscale et de son impact sur le niveau des dépenses publiques que les impôts prélevés permettent de financer, soit du point de vue des effets induits par ces impôts dans l'activité économique. Toujours est-il que l'efficacité suppose un niveau d'imposition qui maximise les revenus fiscaux (Laffer, 1981) et la croissance économique (Barro, 1990). C'est ce dernier aspect qui fait l'objet de la présente étude, étant donné que la connaissance du niveau d'imposition optimal apparaît cruciale pour tout système fiscal qui se veut efficace.

Quelle est alors la nature de la relation entre les niveaux d'imposition et la croissance économique dans l'UEMOA ? De cette question centrale, découlent deux (2) questions spécifiques : existe-il une relation non linéaire entre pression fiscale et croissance économique dans l'UEMOA ? et quel est le niveau de pression fiscale optimale dans l'UEMOA ? L'objectif général de ce travail est donc d'analyser la relation entre les niveaux d'imposition et la croissance économique dans l'UEMOA. Plus spécifiquement, il s'agira, d'une part, d'analyser les effets non-linéaires de la taxation sur la croissance économique et d'autre part de déterminer le taux de pression fiscale optimale dans l'UEMOA. Pour ce faire, nous testerons deux hypothèses : La première hypothèse est qu'il existe une relation non-linéaire entre la taxation et la croissance économique dans l'UEMOA ; la deuxième hypothèse soutient que les niveaux de pression fiscale actuels dans les pays de l'UEMOA ne sont pas optimaux.

La contribution de ce travail à la littérature réside d'abord dans le fait que, contrairement aux études antérieures qui ont utilisé les modèles de Scully et quadratique pour déterminer le seuil d'imposition optimal (Barro, 1990, Scully, 1991 ; Keho, 2010 ; Saibu, 2015, Amgain, 2017 ; Housounon, 2018), nous utilisons un modèle à effet de seuil endogène comme chez Hansen (1999). L'algorithme de Hansen (1999) a le mérite de fournir non seulement avec précision les seuils de façon endogène qui divisent le modèle en régimes, mais permet également de tester avec robustesse la non linéarité du modèle et l'influence des variables explicatives dans chaque régime. Ensuite sur le plan géographique, la plupart des études mettant en évidence la relation non-linéaire entre les taxes et la croissance économique se sont plus focalisées sur les pays développés. Notre étude a donc le mérite de contribuer à enrichir ce débat dans les PED.

Le travail est structuré comme suit : la section 1 suivante fait un état des lieux des contributions théoriques et empiriques sur la relation entre taxation et croissance économique. La section 2 présente la méthode d'analyse. La troisième section présente et discute les résultats obtenus. Enfin, la dernière section concerne la conclusion et les implications de politiques économiques.

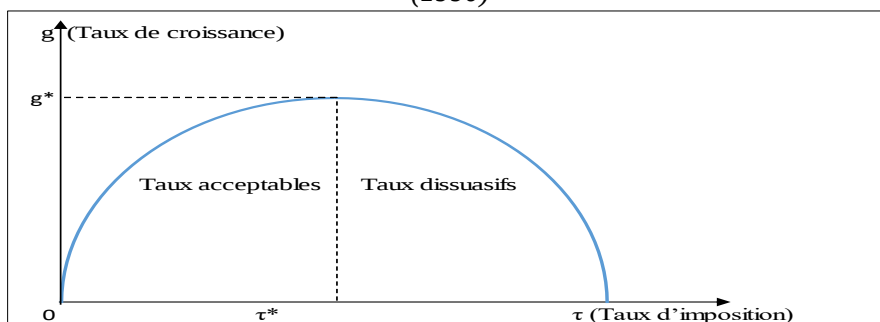
1. Taxation et croissance économique : une revue de la littérature théorique et empirique

La littérature économique offre un champ particulièrement intéressant sur l'analyse du lien entre la croissance économique et la pression fiscale sur l'existence d'une éventuelle relation inverse, aussi bien théoriquement qu'empiriquement. Nous présentons ici une synthèse de la revue théorique et empirique mettant en évidence le lien entre la taxation et la croissance économique.

Sur le plan théorique, les travaux traitant de la non-linéarité du lien entre taxation et croissance économique ont émergé au début des années 90 avec les travaux de Barro (1990), qui tirent leur origine de ceux de Laffer (1981)¹. Le soubassement théorique des travaux de Laffer (1981) s'inscrit dans les critiques émises par les théories fiscales de l'offre contre les politiques d'inspiration keynésienne. Les arguments de Laffer qui soutiennent que les niveaux d'impôts peuvent nuire aux revenus fiscaux s'appuient principalement sur les effets de distorsion engendrés par des taux de taxation élevés. D'où la célèbre expression « trop d'impôt tue l'impôt » qui donna naissance à la fameuse « courbe de Laffer ».

Près d'une décennie après les travaux de Laffer, Barro (1990) montre à partir d'un modèle de croissance endogène avec dépenses publiques productives, l'existence d'une courbe en U inversé entre les niveaux d'imposition proportionnel sur le revenu et la croissance économique stationnaire. Les deux résultats étant fortement liés, cette seconde courbe en cloche est également connue dans la littérature comme une « courbe de Laffer » (Futagami et al., 1993). La question fondamentale dans le modèle de Barro (1990) est de savoir quel est le taux d'imposition optimal qui maximise la croissance économique, et qui correspond à celui qui maximise le bien-être inter-temporel des agents ? On retrouve un résultat similaire à celui de Laffer. En effet, en considérant un modèle de croissance avec dépenses publiques productives, Barro (1990) souligne l'existence d'une courbe de Laffer entre le taux d'imposition et le taux de croissance économique. Cette courbe indique que jusqu'à un certain seuil d'imposition, la politique fiscale encourage la croissance, mais au-delà de ce seuil elle génère des externalités négatives qui retardent la croissance.

Figure 1 : Illustration de la relation entre imposition et croissance économique à la Barro (1990)



Source : Auteurs, adapté de Barro (1990)

Quoi que la plupart des théories s'accorde sur l'existence d'une relation en cloche entre impôt et croissance économique, il existe néanmoins quelques théories qui semblent réfuter, l'identification d'une courbe de Laffer. Pour Théret et Uri (1988), « la courbe de Laffer » n'est valable que dans sa version statique car les tentatives de transposition en dynamique ne s'avèrent pas capables d'engendrer une courbe en cloche. Intuitivement, l'existence d'un maximum pour les recettes fiscales est envisageable, puisque celles-ci s'annulent pour des taux d'imposition de 0 et de 100 %. Cependant, ramener la courbe de Laffer à une forme concave est souvent

¹ Les travaux de Laffer tirent leur origine d'Abderrahmen Ibn Khaldoun, philosophe, sociologue et économiste tunisien (1332-1406), auteur de « La Muqaddima », son œuvre la plus célèbre (cité par Berrebeh, 1997 ; Minea et Villieu, 2009)

réducteur. A la suite de l'analyse de Fullerton (1982), Malcomson (1986) montre que cette courbe peut ne pas être continue ou ne pas avoir de maximum. D'autres travaux soulignent que la « courbe de Laffer » peut présenter plusieurs maxima (Novales et Ruiz, 2002). Finalement, Minea et Villieu (2009) réexaminent la « courbe de Laffer » en tentant de montrer à partir du modèle théorique de Barro (1990) que, si les évidences empiriques semblent réfuter une relation en cloche entre impôts et croissance économique, la prise en compte des déficits publics permet de réconcilier les données avec les travaux théoriques mettant en évidence une courbe de Laffer de croissance.

Sur le plan empirique, l'émergence de la théorie de la croissance endogène au début des années 90 a permis de mieux comprendre l'effet à long terme de la fiscalité sur la croissance économique. La plupart des ouvrages empiriques qui suivent la technique de régression linéaire montrent l'impact négatif de la taxation sur la croissance (McBride, 2012). Après les travaux de Barro (1990) montrant la relation en forme de U-inversé entre fiscalité et croissance, une partie de la littérature empirique a cherché à tester l'existence d'une « courbe de Laffer » afin d'estimer le taux d'imposition optimal et d'évaluer les coûts associés à une forte imposition. Les modèles souvent utilisés pour analyser cette relation non-linéaire entre imposition et croissance économique sont entre autres le modèle de Barro (1990), le modèle de Scully (1991) et les modèles quadratiques. Une synthèse des travaux empiriques aussi bien dans le contexte africain que non africain a été présentée en annexe suivant la méthodologie, la zone géographique et la période d'analyse. La littérature montre bien la popularité des modèles de Scully et quadratique. Toutefois, les résultats fournis par ces modèles pour un taux d'imposition optimal semblent fortement varier d'une spécification à l'autre. Dans la suite de ce travail, nous tenterons de tester la relation entre taxation et croissance à l'aide d'un modèle à seuil endogène.

2. Méthodologie d'analyse de la non-linéarité entre taxation et croissance économique

La méthodologie adoptée pour analyser les effets non linéaires de la taxation sur la croissance est basée sur un modèle de type Panel Threshold Regression développée par Hansen (1999).

2.1. Le modèle de Hansen (1999)

L'approche par l'algorithme de Hansen (1999) se justifie par le fait qu'elle fournit non seulement avec précision les seuils endogènes qui divisent le modèle en régimes, mais permet également de tester avec robustesse la non linéarité du modèle et l'influence des variables explicatives sur la variable expliquée dans chaque régime. La spécification générale du modèle de seuil prend la forme suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{k=0}^{K-1} \beta_{K+1} x_{it} \mathbb{I}(\gamma_k < q_{it} \leq \gamma_{k+1}) + \beta_{K+1} x_{it} \mathbb{I}(\gamma_K < q_{it} \leq \gamma_{K+1}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Où l'indice i désigne la dimension individuelle avec $(1 \leq i \leq N)$ et t la dimension temporelle $(1 \leq t \leq T)$. μ_i est l'effet fixe spécifique pour chaque pays et ε_{it} le terme d'erreur est de ce point de vue indépendant et identiquement distribué (*iid*) de moyenne nulle et de variance σ_ε^2 finie [*iid* $(0, \sigma_\varepsilon^2)$]. Dans ce modèle, le mécanisme de transition est modélisé à l'aide d'une fonction indicatrice $\mathbb{I}(\cdot)$ qui prend la valeur 1 si la contrainte entre parenthèse est respectée, et zéro sinon. Elle est définie par la variable de seuil q_{it} et de paramètre de seuil γ . y_{it} est la

variable dépendante et x_{it} est le vecteur des variables explicatives. On note aussi que $\gamma_0 = -\infty$ et $\gamma_{K+1} = +\infty$. L'équation (1) nous permet d'obtenir K valeurs de seuil et $K + 1$ régimes. Au niveau de chaque régime, l'effet marginal de x_{it} (β_k) sur y_{it} peut alors varier.

2.2. Méthode d'estimation et inférence dans le modèle PTR

Deux problèmes peuvent se poser dans la procédure d'estimation : l'estimation des effets individuels qui sont communs aux différents régimes d'une part et de celle des coefficients de pentes et des paramètres de seuils. Ces derniers rendent impossible l'estimation directe par les moindres carrés ordinaires (MCO), les variables explicatives dépendant de ces paramètres de seuils. Dans cette logique, la démarche d'estimation doit alors s'effectuer, comme le conseille Hurlin et al., (2008), en transformant le modèle (1) de la manière suivante :

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{\mu}_i + \sum_{k=0}^{K-1} (\beta_{K+1} + \delta_{k+1}) \tilde{x}_{it} \mathbb{I}(\gamma_k < q_{it} \leq \gamma_{k+1}) + \beta_{K+1} \tilde{x}_{it} \mathbb{I}(\gamma_K < q_{it} \leq \gamma_{K+1}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Où $\tilde{y}_{it} = y_{it} + \bar{y}_{it}$ avec $\bar{y}_{it} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$; $\tilde{u}_{it} = u_{it} + \bar{u}_{it}$ avec $\bar{u}_{it} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it}$ et $\tilde{x}_{it}(\gamma) = x_{it}(\gamma) + \bar{x}_{it}(\gamma)$ avec $\bar{x}_{it}(\gamma) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma)$.

Une fois que les effets individuels fixes éliminés, la démarche consiste à appliquer les Moindres Carrés Séquentiels (MCS). En effet, pour des seuils fixés, il est possible d'estimer les coefficients de pente β . Ainsi, on estime d'abord $\hat{\beta}(\gamma)$ comme suit :

$$\hat{\beta}(\gamma) = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}'_{it}(\gamma) \tilde{x}_{it}(\gamma) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}'_{it}(\gamma) \tilde{y}_{it}(\gamma) \right] \quad (3)$$

Ensuite, on en déduit la somme des carrés des résidus (SCR) :

$$SCR(\gamma) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (u_{it}^{2*}) = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (\tilde{y}_{it} - \hat{\beta}'(\gamma) x_{it}(\gamma))^2 \quad (4)$$

Cette démarche doit être répétée pour l'ensemble des valeurs de seuils possibles comprises dans un intervalle Ω , qui est défini de façon à garantir un nombre minimum d'observations dans chaque régime. Chan (1993) et Hansen (1999) recommandent de retenir comme estimateurs optimaux des paramètres de seuils $\hat{\gamma} = (\hat{\gamma}_1, \dots, \dots, \hat{\gamma}_{k+1})$, ce qui minimisent la somme des carrés des résidus : $\hat{\gamma} = \arg \min SCR(\gamma)$ avec $\gamma \in \Omega$. Les coefficients de pente $\beta'(\gamma)$ sont alors à nouveau obtenus à l'aide des MCO calculées en $\hat{\gamma}$.

La spécification du modèle PTR nécessite de faire un test de linéarité pour montrer que la relation liant les variables explicatives à la variable expliquée peut être représentée à l'aide d'un modèle à changements de régimes. Par ailleurs il est aussi important de déterminer le nombre de régimes imprimés par le modèle. La spécification économétrique du modèle de Hansen avec introduction d'un régime d'intersection est la suivante :

$$TCPIB_{it} = \mu_{it} + \beta_1 TPF_{it} \mathbb{I}(TPF_{it} \leq \gamma) + \delta_1 \mathbb{I}(TPF_{it} \leq \gamma) + \beta_2 TPF_{it} \mathbb{I}(TPF_{it} > \gamma) + \alpha_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Où $TCPIB_{it}$: le taux de croissance du PIB du pays; X_{it} : le vecteur de variables de contrôles identiques à celles du modèle de Scully ; μ_{it} est l'effet spécifique à chaque pays ; γ est le seuil,

TPF , le taux de pression fiscale et la variable de seuil et ε_{it} est l'écart aléatoire. β_1 et β_2 = effets marginaux au niveau de chaque régime. $\mathbb{I}(TPF_{it} \leq \gamma)$ est le régime d'intersection.

2.3. Les sources de données et la définition des variables

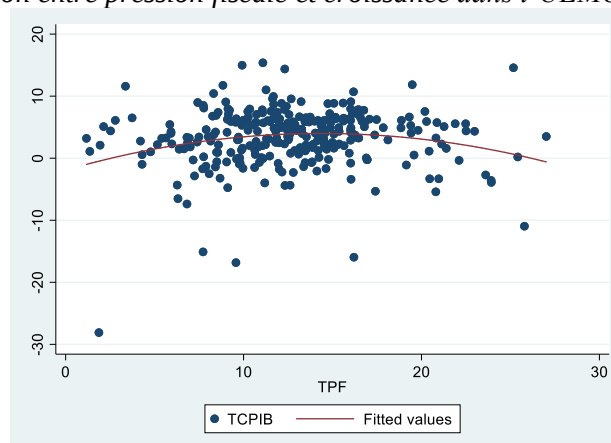
Dans le cadre de cette étude qui couvre la zone UEMOA, l'utilisation des données en panel est la méthode la plus appropriée. Les données utilisées viennent de la base de données du World development Indicators (WDI), de la base de données de la BCEAO et de l'International Country Risk Guide (ICRG). La période d'étude s'étale entre 1988 et 2017. Les variables utilisées sont les suivantes : le taux de croissance du PIB (TCPIB) qui est la variable ; le taux de pression fiscale (TPF) : c'est la variable d'intérêt exprimée par la part des recettes fiscales en pourcentage du PIB. Selon la littérature économique, on devrait s'attendre à un coefficient positif jusqu'à un certain niveau (Barro, 1990). Les variables de contrôle sont : l'indice de qualité institutionnelle (INST) censé avoir un effet positif sur la croissance économique et construit à partir d'une moyenne pondérée de quatre (04) variables institutionnelles d'ICRG (le contrôle de la corruption, la stabilité du gouvernement, la responsabilité démocratique et la qualité bureaucratique) ; l'investissement (INV) ; le degré d'ouverture (OUV) ; le taux d'inflation (INFL) ; le déficit budgétaire en % du PIB (DB), et un indicateur de capital humain (KH) mesuré par le taux d'inscription à l'enseignement secondaire

3. L'analyse descriptive et les résultats des estimations économétriques

3.1. L'analyse descriptive des variables

Les deux principales variables d'intérêt sont le taux de croissance du PIB et la pression fiscale en pourcentage du PIB. Sur la période de 1980 à 2017, l'observation du graphique ci-dessous illustre les effets non linéaires de la taxation sur la croissance économique. Ce graphique met en évidence une suspicion de l'existence d'une relation en U-inversé dont le maximum serait compris entre 16% et 19%. Il existerait donc une relation non-linéaire entre le niveau d'imposition (en abscisse) et celui de la croissance économique (en ordonné) dans les pays de l'UEMOA sur la période de l'étude.

Figure 2 : Relation entre pression fiscale et croissance dans l'UEMOA de 1980 à 2017



Source : Auteurs (2019) à partir de la base de données de WDI et de la BCEAO

Pour analyser les autres variables, on peut distinguer deux différents régimes : (i) la situation des pays où le taux de pression fiscale est inférieur à sa valeur seuil ($TPF < \gamma^{TPF}$) et (ii) la situation des pays où le taux de pression fiscale est supérieur à sa valeur seuil ($TPF > \gamma^{TPF}$).

Tableau 1 : Statistiques descriptives des linéaires et de seuil

Variables	Linéaire	Non linéaire	
		$\leq 18,84$	$> 18,84$
$\overline{TCPIB}$	3,842	3,631	5,080
σ_{TCPIB}	4,124	4,258	2,987
$TCPIB_{min}$	-28,099	-28,099	-1,095
$TCPIB_{max}$	15,376	15,376	11,849
$\overline{TPF}$	12,494	11,218	19,970
σ_{TPF}	4,731	3,845	1,141
TPF_{min}	1,098	1,098	18,850
TPF_{max}	22,983	18,642	22,983
$\overline{OUV}$	58,579	55,883	74,372
σ_{OUV}	4,318	14,439	20,039
OUV_{min}	28,374	28,374	48,706
OUV_{max}	118,102	95,069	118,102
$\overline{INF}$	5,309	5,580	2,023
σ_{INF}	11,876	12,714	2,920
INF_{min}	-7,796	-7,796	-0,981
INF_{max}	80,788	80,788	14,295
$\overline{INV}$	18,645	18,080	21,957
σ_{INV}	7,241	6,729	9,147
INV_{min}	5,885	5,885	8,502
INV_{max}	48,396	48,396	38,678
$\overline{INST}$	2,531	2,538	2,493
σ_{INST}	0,535	0,531	0,554
$INST_{min}$	1,062	1,062	1,7500
$INST_{max}$	3,823	3,823	3,656
$\overline{KH}$	25,044	23,769	32,512
σ_{KH}	15,731	15,006	17,921
KH_{min}	4,132	4,132	8,725
KH_{max}	61,686	60,483	61,686
$\overline{DB}$	-3,103	-2,712	-5,392
σ_{DB}	4,623	4,585	4,217
DB_{min}	-16,655	-13,447	-16,686
DB_{max}	40,353	40,353	0,856
N	240	205	35

Source : Auteurs (2019), à partir de la base de données de WDI et de la BCEAO et de l'ICRG

Note : $\bar{X}$ représente les moyennes respectives correspondantes aux variables X . X_{min} et X_{max} indiquent les valeurs minimales et maximales. σ_X est l'écart type et N le nombre d'observations.

De ces statistiques descriptives, plusieurs enseignements peuvent être tirés. Premièrement, en accord avec le seuil (18,84), on peut constater que chaque régime contient au moins 10% du total des observations. Ainsi, l'inférence statistique et économétrique est applicable car chaque régime dispose assez de données pour l'obtention des tests concluants et des estimations assez cohérentes. Ensuite, le taux de pression fiscale moyen dans le premier régime est de 11,2%

contre 19,9% pour le second régime. Il y a donc une différence fondamentale entre les deux régimes. Enfin le régime supérieur est associé à un taux de croissance moyen du PIB de 5,0% contre 3,6% pour le régime inférieur. Cette situation contraste avec la théorie de la courbe en U-inversé selon laquelle, au-delà du seuil, la croissance pourrait ralentir (Barro, 1990 ; Scully, 1991). Ce contraste pourrait s'expliquer par la dispersion des données dans chaque régime et par le fait qu'il existerait plusieurs observations situées proche de la zone optimale dans sa partie supérieure, zone qui n'impacte pas encore négativement la croissance économique.

3.2. Les résultats des estimations économétriques

Une des conditions d'estimation des modèles linéaires multiples impose une absence de multicollinéarité entre les variables explicatives. Le test de multicollinéarité indique ici que les valeurs de la statistique VIF des variables sont toutes inférieures à la valeur critique 10 et que la valeur de la statistique globale VIF (1,79) est inférieure à la valeur critique 3. Toutes les variables peuvent donc être introduites simultanément dans un même modèle sans risque de multicollinéarité.

Tableau 2 : Matrice de corrélation des variables et test de multicollinéarité

	TPF	OUV	INF	INV	INST	KH	DB	Stat VIF
TPF	1,0000							2,82
OUV	0,5363	1,0000						2,25
INF	-0,4546	-0,0271	1,0000					2,05
INV	0,1978	0,0109	0,2862	1,0000				1,53
INST	0,1290	-0,2503	-0,2336	-0,1268	1,0000			1,52
KH	0,3819	0,5331	-0,1614	-0,0178	-0,0802	1,0000		1,27
DB	0,5340	0,2125	-0,3157	-0,4586	0,0241	0,1119	1,0000	1,07
Moyenne VIF								1,79

Source : Auteurs (2019), résultat de la matrice de corrélation et du test de multicollinéarité

Par ailleurs il est aussi important de vérifier la propriété de stationnarité des variables. Le test de stationnarité effectué est celui de Pesaran (2007). Ce test de deuxième génération repose sur l'hypothèse d'indépendance interindividuelle des résidus (Hurlin et Mignon, 2006). Il prend donc en compte les dépendances entre les individus du panel. Les résultats de ce test sont synthétisés dans le tableau ci-après :

Tableau 3 : Tests de racine unitaire sur données de panel de Pesaran (2007)

Tests	TCPIB	TPF	OUV	INF	INV	INST	DB	KH
Sans trend								
Pesaran	-10,22 ^a	-2,74 ^a	-2,12 ^b	-5,34 ^a	-6,20 ^a	-5,58 ^a	-4,34 ^a	-3,86 ^a
	(0,000)	(0,003)	(0,017)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Avec trend								
Pesaran	-9,06	-4,03 ^a	-0,46	-5,22 ^a	-6,47 ^a	-5,41 ^a	-3,49 ^a	1,92
	(0,000)	(0,000)	(0,321)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,972)

Source : Auteurs (2019), résultat des tests de stationnarité

Notes : Les valeurs entre parenthèses représentent les p-values ; a, b et c représentent respectivement la significativité à 1%, 5% et à 10%.

Les résultats des tests de racine unitaire en données de panel effectués contenus dans le tableau ci-dessus montrent aussi bien qu’avec ou sans trend, les conclusions sont concordantes sur toutes les variables, ce qui signifie que statistiquement, l’hypothèse de non stationnarité peut être rejetée.

L’application d’un modèle à effet de seuil exige qu’un certain nombre de tests spécifiques soient validés. Il s’agit des tests de linéarité, de détermination du nombre de régimes et de localisation des intervalles de confiance sur les seuils respectifs déterminés. A cet effet, nous utilisons l’algorithme de détermination de seuil endogène fourni par Hansen (1999). Les résultats de ces tests sont consignés dans le tableau suivant :

Tableau 4 : Test du nombre de seuils

	Un seuil (γ_1)	Double seuil (γ_2)
Seuils (γ_i)	18,8472**	14,1481
Intervalle de Confiance	[17,2493 – 18,8716]	[14,1214 – 14,1948]
F-stat	8,74	2,56
P-Value	0,0433	0,7500
Val. critiques (10% ; 5% ; 1%)	(7,53 ; 8,59 ; 11,16)	(6,87 ; 8,04 ; 10,66)

Source : Auteurs (2019), résultats des estimations

L’analyse de ce tableau révèle que la P-value du premier seuil qui est de 0,0433 est inférieure à 5% tandis que la P-value du second seuil (0,7500) est supérieur à 10%. Nous pouvons alors conclure que notre modèle ne dispose que d’un seul seuil. Ceci étant, nous rejetons l’hypothèse nulle de linéarité. La relation entre la taxation et la croissance économique dans l’espace UEMOA est donc non linéaire. Le rejet de l’hypothèse de deux seuils permet de conclure que le modèle dispose seulement de deux régimes valides.

Le tableau 5 montre que dans toutes les spécifications, les résultats sont cohérents avec l’existence d’une courbe de Laffer de croissance. En effet, le coefficient affecté au taux de pression fiscale est significatif et positif pour le régime inférieur ($TPF \leq \gamma$) et négatif pour le régime supérieur ($TPF > \gamma$). Ce qui signifie qu’en dessous de 18,84% du PIB, la taxation a un effet positif sur la croissance économique et son effet marginal est significatif alors qu’au-delà de ce taux, la taxation affecte négativement la croissance économique dans l’espace UEMOA. Cette conclusion quant à l’existence d’une relation non-linéaire en forme de U-inversé corrobore, d’une part, les résultats du modèle de Scully appliqué plus haut, et, d’autre part les conclusions des études antérieures dans d’autres contextes (Terzi et al., 2017 ; Saibu, 2015 ; Husnain et al., 2015 ; Abdullaev et Konya, 2014 ; Davidson, 2012, Keho, 2010 ; Scully, 1998 ; Chao et Grubel, 1998 ; etc.). En ce qui concerne les variables de contrôle, elles répondent toutes, à nos attentes quant aux signes attendus quel que soit la spécification observée. L’ouverture commerciale, l’investissement et le capital humain influence positivement la croissance économique alors qu’une inflation trop élevée décourage la croissance économique à l’instar des conclusions de Bruno et Musso (2000). L’effet positif mais non significatif de la qualité institutionnelle n’est pas surprenant étant donné la qualité peu enviable des institutions dans l’UEMOA.

Tableau 5 : Résultats du modèle PTR et test de sensibilité

Variable dépendante : TCPIB					
Variables	PTR-1	PTR-2	PTR-3	PTR-4	PTR-5
TPF I(TPF $\leq \gamma$)	0,0433** (0,009)	0,0402** (0,011)	0,0444*** (0,008)	0,0343* (0,061)	0,0415** (0,011)
TPF I(TPF $> \gamma$)	-0,1837 (0,110)	-0,1755 (0,133)	-0,1804* (0,085)	-0,2293 (0,124)	-0,1686* (0,097)
OUV	0,1188*** (0,007)	0,1068** (0,016)	0,1178*** (0,003)	0,1436*** (0,000)	0,1026*** (0,005)
INF	- 0,0920*** (0,000)	-0,0747*** (0,001)	- 0,0938*** (0,000)	-0,0256* (0,090)	- 0,0745*** (0,001)
INV	0,1988*** (0,003)	0,1848*** (0,001)	0,1934*** (0,006)		0,1733*** (0,008)
INST			0,3789 (0,564)		0,6241 (0,403)
KH		0,0208** (0,023)		0,0339* (0,065)	0,0247* (0,064)
C	- 9,8512*** (0,001)	- 10,5409*** (0,001)	- 10,9938** (0,014)	- 10,5539*** (0,002)	- 12,5531** (0,016)
γ	18,84** (0,030)	18,84** (0,017)	18,84** (0,033)	20,28 (0,327)	18,84** (0,043)
F	23,91	882,55	79,10	33,83	350,92
P-Value > F	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000
R-Sq	0,5008	0,5132	0,5034	0,4148	0,5199
Nb Obs. :	240			Nb pays :	8

Source : Auteurs (2019), résultats des estimations

Note : Les valeurs entre parenthèses sont des valeurs de probabilité (p-value) ; ***, ** et * représentant respectivement la significativité à 1%, à 5%, et à 10%.

En accord avec nos résultats, le taux de pression fiscale optimale dans l'UEOMA sur la période de 1988 à 2017 serait de 18,84% du PIB avec un intervalle de confiance situé entre 17,24% et 18,88 %. En conséquence, la zone optimale du niveau de pression fiscale dans l'UEOMA est comprise entre 17,27% et 18,88% du PIB. Si ces résultats paraissent plus faibles ou plus forts comparés à certains auteurs qui se sont intéressés à d'autres zone géographiques (Terzi et al., 2017 ; Saibu, 2015 ; Husnain et al., 2015 ; Abdullaev et Konya, 2014 ; Davidson, 2012, Keho, 2010 ; Scully, 1998, etc.), ils sont bien inférieurs à ceux de Hounsounon (2018) qui a obtenu à partir des modèles traditionnels un niveau de pression fiscale optimale dans l'UEOMA sur la période 1972-2016 compris entre 20,21% et 23,30% du PIB. Trois arguments peuvent être avancés pour justifier la différence entre ces résultats. Le premier argument est relatif à la différence des périodes d'étude. Le deuxième argument qui est aussi lié au premier est relatif aux données sur le taux de pression fiscale qui tiennent compte dans notre cas de l'actualisation des comptes nationaux conformément au projet de migration des pays vers le système de

comptabilité national 2008 (SCN 2008). Enfin le troisième argument rend compte de la cohérence du modèle avec l'analyse graphique (voir figure 2). La valeur seuil est déterminée de façon endogène et est stable d'une spécification à l'autre. En définitive, la valeur seuil peut varier non seulement selon la zone et la période d'analyse mais aussi et surtout selon que la méthodologie diffère ou que les simulations soient conditionnées à d'autres variables ou non.

La question qui apparaît après la détermination de ce seuil est relative au positionnement des pays de l'Union par rapport au seuil déterminé. Avant de répondre à cette question, nous allons d'abord procéder à une validation des résultats en conciliant le seuil trouvé avec les données observées sur la période d'analyse. Pour cela, nous subdivisons nos observations sur le niveau de taxation en trois zones : les taux de pression fiscale avant la zone optimale (en dessous de 17,24% du PIB), les taux de pression fiscale conformes à la zone optimale (entre 17,24% et 18,88%) et les taux de pression après la zone optimale (au-delà de 18,88% du PIB). Nous cherchons alors à confronter les taux de pression fiscale moyens de chaque zone avec les taux de croissance économique moyens correspondants comme l'indique le tableau suivant :

Tableau 6 : Niveaux moyens des taux de pression fiscale et de croissance du PIB selon les régimes du taux de pression fiscale

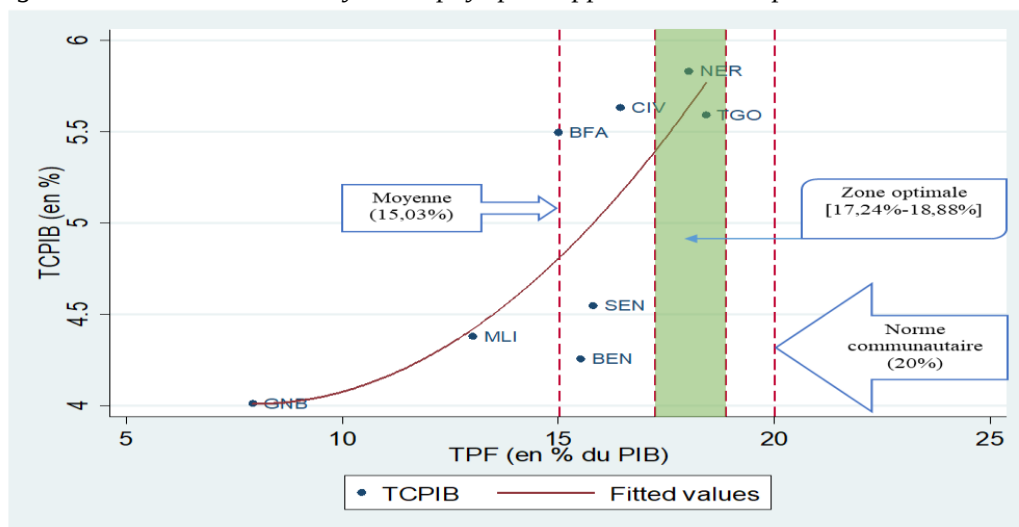
REGIMES DU TPF	TPF MOYEN	TCPIB MOYEN
TPF avant la zone optimale	10,729	3,466
TPF de la zone optimale	18,273	6,198
TPF après la zone optimale	20,352	4,519

Source : Auteurs (2019), à partir des résultats des estimations

Le taux de pression fiscale moyen avant la zone optimale est de 10,73% du PIB et correspond à un taux de croissance économique moyen de 3,47%. Au-delà de la zone optimale, ce taux de pression fiscale moyen est de 20,35% du PIB, correspondant à un taux moyen de croissance économique de 4,52%. En ce qui concerne la zone optimale, le taux moyen d'imposition est de 18,27% du PIB pour un taux de croissance économique de 6,2%, ce qui corrobore le fait que le taux de pression fiscale qui maximise la croissance économique dans l'UEMOA soit compris entre 17,24% et 18,88% du PIB. Le taux de croissance correspondant à cet intervalle serait de 6,2%. Ce résultat est conforme à celui trouvé par Keho (2010) dans le cas de la Côte d'Ivoire sur la période 1960-2006. La marge de progression du taux de croissance économique avant la zone optimale est en moyenne de 2,73 points de pourcentage alors qu'au-delà de la zone optimale, la perte de croissance dans l'union est en moyenne de 1,68 points de pourcentage.

Pour répondre finalement à la question relative au positionnement des pays de l'union par rapport au seuil déterminé, nous procédons à une analyse graphique conformément aux trois zones définies plus haut. Toutefois, compte tenu du fait que sur toute la période d'analyse, tous les pays se situent en moyenne en deçà de la zone optimale, il serait difficile de tirer une conclusion pertinente. C'est pourquoi nous allons concentrer cette analyse sur la dernière décennie de l'étude (2008-2017) où il est possible d'identifier deux cas de figures : les pays situés dans la zone optimale et les pays situés avant la zone optimale

Figure 3 : Positionnement moyen des pays par rapport à la zone optimale de 2008 à 2017



Source : Auteurs (2019), à partir des résultats des estimations

A partir de ce graphique, l'on peut faire trois constats. Le premier est que tous les pays sont à gauche de la courbe de Laffer de croissance (soit dans la zone optimale, soit dans la zone sous-optimale). Le Niger (18,03% du PIB) et le Togo (18,42% du PIB), qui figurent dans l'intervalle optimal, enregistrent deux des trois meilleures performances en matière de croissance économique. La Côte d'Ivoire, avec la deuxième meilleure performance, est plus proche de la zone optimale que tout autre pays. La Guinée-Bissau avec la plus faible performance économique enregistre également le taux de pression fiscale le plus bas. En conséquence, jusqu'à la zone optimale, toute augmentation du taux de pression fiscale est favorable à la performance économique. Le deuxième constat est que le niveau de pression fiscale optimale dans l'Union est légèrement inférieur à la norme communautaire fixée dans le cadre de la surveillance multilatérale (20% du PIB). Ainsi, en l'état actuel, la norme relative au critère de convergence dans l'Union serait compatible avec une performance économique inférieure à celle que les pays obtiendraient en se situant dans la zone optimale. Le dernier constat vient du fait que la valeur moyenne du niveau de pression fiscale de l'union sur la dernière décennie (15,03%) soit inférieure à la valeur seuil estimé¹. Les pays de l'Union mobilisent moins de ressources fiscales qu'ils devraient en mobiliser pour soutenir leur processus de croissance économique. Il existe donc des marges de progression pour les revenus fiscaux dans l'Union.

4. Conclusion et implications

L'objectif de cette étude était d'analyser les effets non linéaires de la taxation sur la croissance économique dans l'UEMOA. Pour atteindre cet objectif, nous avons formulé deux hypothèses testables à partir d'un modèle à changement de régime de type PTR (Hansen, 1999). En premier lieu, nous avons formulé l'hypothèse d'une relation non-linéaire entre niveaux d'imposition croissance économique dans l'UEMOA. La seconde hypothèse admet que les niveaux de

¹ Le même constat est fait sur toute la période d'analyse avec un niveau moyen de pression fiscale de 12,49% du PIB

pression fiscale actuels dans les pays de l'UEMOA ne sont pas optimaux. Les résultats sont cohérents avec l'hypothèse d'une relation non-linéaire qui est en forme de U-inversé, entre taxation et croissance économique dans l'UEMOA. Quant au niveau optimal de taxation qui maximise la croissance économique dans l'Union, les résultats montrent que ce taux se situe à 18,84% du PIB avec un intervalle de confiance compris entre 17,24% et 18,88% du PIB. Ainsi, le taux de pression fiscale optimale dans l'UEOMA sur la période 1988-2017 serait compris entre 17,24% et 18,88% du PIB. Le taux de croissance économique correspondant à cet intervalle serait de 6,2% contre un taux moyen de 3,8% observé sur la période. En dessous de 18,84% du PIB, la taxation a un effet positif sur la croissance économique et son effet marginal est significatif alors qu'au-delà de ce taux, la taxation affecte négativement la croissance économique dans l'espace UEMOA.

Ainsi, l'examen de l'optimalité du rendement fiscal au sein de la zone UEMOA dans son ensemble révèle un niveau d'imposition faible. Ceci dit, les niveaux du PIB atteints par les économies de l'Union ont toujours demeuré en deçà de leur potentiel, ce qui explique les contre-performances en termes de croissance et de recettes fiscales. Les pertes du PIB et de revenus fiscaux sont assez importantes pour laisser perdurer les taux actuels. Pour atteindre un taux de croissance de 6,2% par an, l'effort fiscal devra être relevé d'environ 6 points de pourcentage du PIB sans engendrer des coûts économiques. Cela permettrait d'accroître considérablement les recettes fiscales et d'améliorer la performance économique. Toutefois, il ne s'agit pas pour les gouvernements d'accroître les taxes ou d'en créer de nouvelles. Bien au contraire, ils doivent envisager la mise en place des stratégies de réformes permettant d'améliorer les dispositifs de collecte des impôts et taxes, puisque toute politique visant à accroître le fardeau fiscal sans à priori améliorer l'efficacité du dispositif fiscal est susceptible d'être contre-productive. Elle encouragerait l'évasion fiscale et pousserait l'économie vers des activités informelles. De plus, il est important que les Etats utilisent les ressources fiscales vers des investissements productifs qui servent les intérêts des contribuables. En investissant de façon efficiente et objective dans les infrastructures socioéconomiques, cela apporterait des éléments de motivation ou de justification au civisme fiscal. Pour les pays qui affichent ces dernières années des taux de pression fiscale largement au-delà de l'optimum, il est important que l'amélioration de l'efficacité du dispositif fiscal se fasse en desserrant l'étau fiscal par des incitations fiscales qui encourage l'investissement et la création d'emplois.

Références bibliographiques

- Abdullaev, B. and Konya, L. (2014). Growth-maximizing Tax Rate for Uzbekistan. *Applied Econometrics and International Development*, 14(1).
- Allingham M. G. et Sandmo A. (1972). Income Tax Evasion : A Theoretical Analysis. *Journal of Public Economics*, Vol. 1, 323-338.
- Amgain J. (2017). Estimating optimal level of taxation for growth maximization in Asia. *Applied Economics and Finance*, 4(3), 47-55.
- Barro, R. J. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 98(5), 103-S125.
- Bruno, O. et Musso, P. (2000). Volatilité de l'inflation et croissance économique. *Revue économique*, 51(3), 693-701.
- Bourguignon, F. et Bureau, D. (1999). L'architecture des prélèvements en France. Rapport au Conseil d'Analyse Economique, La documentation Française.

- Chan, K. S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.
- Chao, J. et Grubel, H. (1998). Optimal Levels of Spending and Taxation in Canada. The Fraser Institute, Vancouver.
- Davidson M. (2012). Optimal Growth Taxation. *Research in World Economy*, 3(1), 35-44.
- Fullerton D. (1982), « On the possibility of an inverse relationship between tax rates and government revenues », *Journal of Public Economics* 19, 3-22.
- Futagami K., Morita Y. and Shibata A. (1993). Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public Capital. *Scandinavian Journal of Economics* 95, 607-625.
- Hansen, B. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels : Estimation, Testing, and Inference », *Journal of Econometrics* 93, 345-368.
- Housounon, D. (2018). Pression fiscale optimale dans un espace communautaire : une investigation empirique sur l'UEMOA, ISBN (Online) : 978-0-9584218-1-2 2018 ATRN Working Paper Series.
- Hurlin, C. et Mignon, V. (2006). Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel. *Economie et Prévision*, Minefi - Direction de la prévision, 169, pp. 253-294.
- Husnain, M. I., Haider, A., and Salman, A. (2015). Determining the Optimal Level of Taxes in South Asia : An Unbalanced Budget Approach. *The Empirical Economics Letter*, 14(8), 809-815.
- Karras, G. (1999). Taxes and Growth : Testing the Neoclassical and Endogenous Growth Models. *Contemporary Economic Policy*, 17(2), 177-188.
- Keho, Y. (2010). Estimating the Growth Maximizing Tax Rate for Cote d'Ivoire : Evidence and implications. *Journal of Economics and International Finance*, 2(9), 164-174.
- Laffer, A. B. (1981). Supply-Side Economics. *Financial Analysts Journal*, 37(5), 29-44.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Malcomson J. (1986), « Some analytics of the Laffer curve », *Journal of Public Economics* 29, 263-279.
- McBride, W. (2012). What Is the Evidence on Taxes and Growth ? Tax Foundation, Special Report no. 207.
- Mertens, K. and Ravn, M. (2013). The dynamic effects of personal and corporate income tax changes in the United States, *American Economic Review*, 103(4) : 1212-47
- Minea, A. et Patrick Villieu, P. (2009). Impôt, déficit et croissance économique : un réexamen de la courbe de Laffer », *Revue d'économie politique*, 2009/4 (Vol. 119), 653-675. DOI 10.3917/redp.194.0653
- Novales A. and Ruiz J. (2002). « Dynamic Laffer curves », *Journal of Economic Dynamics and Control* 27, 181-206.
- Reed, R. (2008). The robust relationship between taxes and US state income growth, *National Tax Journal*, 61(1) : 57-80
- Saibu, O. M. (2015). Optimal Tax Rate and Economic Growth. Evidence from Nigeria and South Africa. *EuroEconomica*, 1(34), 41-50.
- Scully, G. W. (1991). Tax Rates, Tax Revenues and Economic Growth. National Center for Policy Analysis, Policy Report, 159.
- Scully, G. W. (1995). The "Growth Tax" in the United States. *Public Choice*, 85(1/2), 71-80. <https://doi.org/10.1007/BF01047902>.
- Scully, G. W. (1996). Taxation and Economic Growth in New Zealand. *Pacific Economic Review*, 1(2), 169-177.
- Scully, G. W. (1998). Measuring the Burden of High Taxes. National Center for Policy Analysis, Policy Report No. 215, July.
- Scully, G. W. (2003). Optimal Taxation, Economic Growth and Income Inequality. *Public Choice*, 115(3/4), 299-312.

- Scully, G. W. (2006). Taxation and Economic Growth., National Center for Policy Analysis, Policy Report, 292. Appendix 1. Sample countries (32 Asian Countries).
- Stiglitz, J. (1982). Self-selection and Pareto efficient taxation. Journal of Public Economics, 17(2), 213–240.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 70(1), 65-94.
- Théret B. and Uri D. (1988). La courbe de Laffer dix ans après : un essai de bilan critique. Revue économique, 39(4), 753-808
- Terzi, C., El Ammari, A. Bouchrika, A. and Mhadhbi, K (2017). Optimal Taxation and Economic Growth in Tunisia : Short and Long Run Cointegration Analysais. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01541131>

Annexe : Synthèse de la revue empirique

Auteurs	Zone géographique / Période	Méthodologie	Conclusions (Taux optimal)
Etudes dans le contexte hors Afrique			
Amgain (2017)	32 pays d'Asie (1991-2012)	Modèles de Scully et quadratique	Fluctue autour de 18% selon les spécifications
Husnain et al., (2015)	04 pays d'Asie du sud (1975-2012)	Modèle de Scully	13,7%
Abdullaev et Konya (2014)	Ouzbékistan (1996-2011)	Modèle de Scully	22% et 31,2% pour deux types de périodes
Davidsson (2012)	12 pays choisis au hasard (1982-2012)	Modèle de Scully	11,1%
Scully (2006)	USA (1929-2004)	Modèle de Scully	23%
Scully (2003)	USA (1960-1990)	Modèles de Scully et de Barro	Entre 19,3% et 25,1%
Chao et Grubel (1998)	Canada (1926-1996)	Modèle de Scully	34%
Scully (1998)	07 pays (1927-1994)	Modèle de Scully	Entre 16,6% et 25,2% selon les pays
Scully (1996)	Nouvelle Zélande (1927-1994)	Modèle de Scully	Entre 19,7% et 20,02%
Scully (1995)	USA (1949-1989)	Modèle de Scully	Entre 21,5-22,9%
Scully (1991)	103 countries (1960-1980)	Modèle quadratique	19,3%
Etudes dans le contexte africain			
Hounsounon (2018)	UEMOA (1972-2016)	Modèles de Barro et quadratique	Entre 20,2% et 23,3%
Terzi et al. (2017)	Tunisie (1965-2015)	Modèles de Scully et quadratique	Entre 12,8% et 19,6%
Saibu (2015)	Afrique du Sud (1964-2012) Nigéria (1970-2012)	Modèles de Scully et quadratique	-Afrique du Sud (15%) ¹ -Nigéria (30%)
Keho (2010)	Côte d'Ivoire (1960-2006)	Modèles de Scully et quadratique	Entre 21,1% et 22,3 %

Source : Auteur (2019), à partir des travaux empiriques

¹ Le résultat trouvé par Saibu (2015) dans le cas de l'Afrique du Sud n'est pas significatif.