

Document de travail

Notes et analyses de l'ITCEQ

n° 60 - Septembre 2020

Effort et potentiel fiscaux en Tunisie

*Une analyse économétrique
par l'approche ARDL*

Belhassen JEBALI
Sami BOUSSIDA



ITCEQ

www.itceq.tn

Le présent document est la propriété de l'Institut Tunisien de la Compétitivité et des Études Quantitatives (ITCEQ). Toute reproduction ou représentation, intégrale ou partielle, par quelque procédé que ce soit, de la présente publication, faite sans l'autorisation écrite de l'ITCEQ, est considérée comme illicite et constitue une contrefaçon.

Les résultats, interprétations et conclusions émis dans cette publication sont ceux de(s) auteur(s) et ne devraient pas être attribués à l'ITCEQ, à sa Direction ou aux autorités de tutelle.

Ce document est réalisé dans le cadre du programme d'activité de l'ITCEQ au sein de la Direction Centrale des Etudes Economiques, sous la supervision de Mme Mounira BOU ALI.

Sommaire

Résumé	1
Introduction.....	2
1. Bilan de la situation des finances publiques en Tunisie (2000-2017).....	4
2. Définition des concepts et revue de la littérature	7
3. Présentation de la méthodologie et validation empirique.....	11
3.1 Présentation des données et choix de la technique d'estimation.....	12
3.2 Estimations et interprétations.....	14
3.3 Indice de l'effort fiscal	20
Conclusion.....	22
Annexes.....	24

Liste des graphiques et tableaux

Graphique 1 : Evolution des soldes budgétaires en Tunisie (en % du PIB)	5
Graphique 2 : Evolution du taux d'endettement public et de la pression fiscale de la Tunisie (% du PIB).....	5
Tableau 1 : Pression fiscale en % du PIB (2010-2016).....	6
Tableau 2 : Modèle ARDL(1, 0, 0, 0, 1, 0).....	15
Tableau 3 : Equation de long-terme.....	15
Tableau 4 : Modèle à correction du ARDL(1, 0, 0, 0, 1, 0).....	18
Tableau 5 : Evolution de l'Indice d'effort fiscal en Tunisie.....	20

Résumé

Lors de la conception d'une politique fiscale, les pouvoirs publics doivent conserver les ressources fiscales permettant de soutenir les équilibres budgétaires en respectant les facultés contributives de l'économie et des contribuables et instaurer un système fiscal équitable. Le présent travail a pour objectif d'aborder la notion du potentiel fiscal : définir et étudier ses déterminants pour le cas de la Tunisie. Et ce, à travers une analyse des déterminants du potentiel fiscal en utilisant des techniques économétriques en séries temporelles. Plus précisément l'approche ARDL qui permet de faire une estimation et évaluation du potentiel fiscal en fonction de plusieurs variables (la valeur ajoutée de l'agriculture dans le PIB, variante M2 de la masse monétaire rapportée au PIB, rapport entre les importations plus exportations et PIB, PIB réel par habitant et taux d'urbanisation....).

Cette estimation va permettre de déterminer la fonction de comportement de long et de court terme de la pression fiscale en fonction de ses déterminants. En se basant sur l'équation estimée on va déterminer la pression fiscale théorique (potentiel fiscal), qui permettra par la suite, de calculer l'indice d'effort fiscal qui représente le rapport entre la pression fiscale effective et le potentiel fiscal estimé.

Les résultats obtenus montrent que cet indice était toujours très proche de l'unité, ce qui implique que la Tunisie se situe face à des difficultés de mobilisation de plus de recettes fiscales avec cette même base des contribuables. Ainsi, un ensemble de propositions a été formulé comme suit :

- Élargir la base des contribuables pour garantir plus d'équité fiscale.
- Adopter une stratégie de sensibilisation et de motivation qui vise plus de civisme fiscal.
- Continuer à combattre l'évasion et la fraude fiscale en améliorant les moyens humains et matériels mis à la disposition de l'administration fiscale et consolider les efforts de sa digitalisation.
- Éliminer le régime forfaitaire
- Mettre en place des avantages et des procédures permettant de faciliter et motiver le passage de l'informel au formel.

Et enfin réglementer de plus les paiements en espèces et veiller à l'application des règles du droit qui régissent la matière.

Introduction

La Tunisie, comme la majorité des pays en développement, est loin d'avoir l'atout des ressources naturelles pour affronter les défis de développement en faisant un bon dosage entre l'aspect économique et l'aspect social qui gagne en pertinence ces dernières années. D'ailleurs, elle a toujours été parmi les pays qui comptent en grande partie sur ses ressources internes, particulièrement les ressources fiscales pour financer ses dépenses publiques. En effet, les recettes fiscales ont financé le budget de l'Etat à raison de 60% en moyenne entre les années 1986-2017 et de 76% la veille de la révolution de l'année 2011. La part des impôts directs dans les recettes fiscales est de l'ordre de 31% en moyenne sur toute la période et de 39,6% en 2010, celle des impôts indirects est de l'ordre 69% pour toute la période et de 60,4% en 2010.

De plus, répondre aux exigences croissantes des citoyens en infrastructures et services publics de qualité, rend l'exercice et l'enjeu d'amélioration du rendement des recettes fiscales assez compliqué. Lors de la conception d'une politique fiscale, les pouvoirs publics doivent conserver les ressources fiscales permettant de soutenir les équilibres budgétaires en respectant les facultés contributives de l'économie et des contribuables et instaurer un système fiscal équitable. Un tel défi exige une connaissance du potentiel fiscal de l'économie pour pouvoir déterminer la marge (le domaine de définition) permettant aux autorités fiscales de rationaliser le système d'imposition et d'éviter les cas extrêmes de sous imposition ou de sur imposition ; « trop d'impôt tue l'impôt » Ibn Khaldoun (El mokadima).

C'est dans ce cadre que s'inscrit le présent travail dont l'objectif est d'aborder la notion du potentiel fiscal : définir et étudier ses déterminants pour le cas de la Tunisie.

Le travail sera structuré comme suit :

- La première partie sera consacrée à la présentation d'un état des lieux de la situation des finances publiques en Tunisie, et ce pour montrer l'importance de la dimension fiscale dans l'économie.
- La deuxième partie abordera le concept du potentiel fiscal par une synthèse au travers une revue de la littérature des principales études et travaux ayant traité cette problématique.

- La troisième partie sera consacrée à une analyse des déterminants du potentiel fiscal de la Tunisie en utilisant des techniques économétriques en séries temporelles sur la période 1983-2016. Cette partie débouchera sur une estimation et évaluation du potentiel et de l'effort fiscaux de la Tunisie sur la période d'étude.

1. Bilan de la situation des finances publiques en Tunisie (2000-2017)

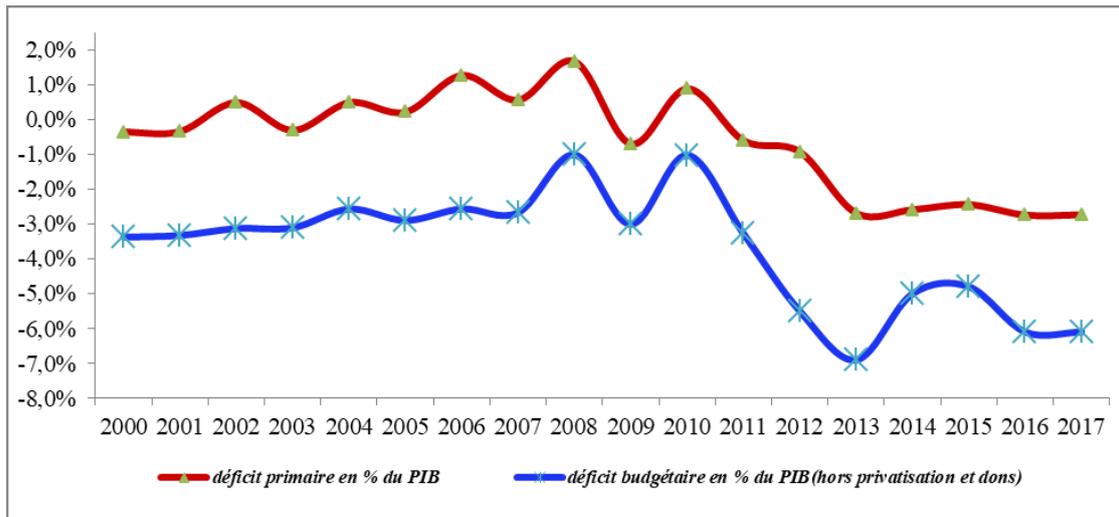
Les difficultés économiques que connaît la Tunisie ces dernières années ont mis en avant le débat sur la situation critique des finances publiques, particulièrement les problèmes touchant les équilibres budgétaires et la soutenabilité de la dette publique.

L'examen du déficit budgétaire durant la période 2000-2017 fait apparaître deux tendances :

- une première qui s'étale sur la période 2000-2010: Plus ou moins performante, au cours de laquelle le gouvernement a réussi à maintenir, un déficit ne dépassant pas la barre de 3,4% du PIB et une moyenne de 2,61% sur toute la période. Faut-il signaler que ces résultats ont été reluisants pour les deux années 2008 et 2010 (1% du PIB), malgré les pressions croissantes sur les finances publiques émanant des retombées de la crise financière et de l'arrivée au point culminant du démantèlement tarifaire des produits industriels dans le cadre de l'accord d'association avec l'UE.
- Une seconde tendance concerne la période post-révolutionnaire (2011-2017) est marquée par des dérapages au niveau des équilibres des finances publiques. En effet, le déficit budgétaire (hors privatisations et dons) durant ces sept années a été de l'ordre de 5,38% du PIB et a atteint une apogée drastique de 6,9% en 2013. Les améliorations enregistrées successivement au cours des deux années suivantes n'ont pas pu perdurer et le déficit a fini par atteindre le niveau de 6,1% du PIB en 2016 et 2017. Les convulsions sociales, l'incertitude et l'instabilité politique au niveau national ont été, de concert, les principales causes de la situation difficile des finances publiques subtiles.

Par ailleurs, l'évolution du solde budgétaire primaire entre 2000-2017 a montré des alternances entre des périodes dégageant des excédents et d'autres affichant des déficits. Plus particulièrement et à partir de l'année 2011, la Tunisie a affiché un déficit primaire qui ne cesse de s'aggraver d'une année à l'autre (Le déficit primaire est passé de 0,61% du PIB en 2011 à 2,44% en 2015 et 2,74% en 2016 et 2017), des niveaux sans précédent durant les vingt dernières années.

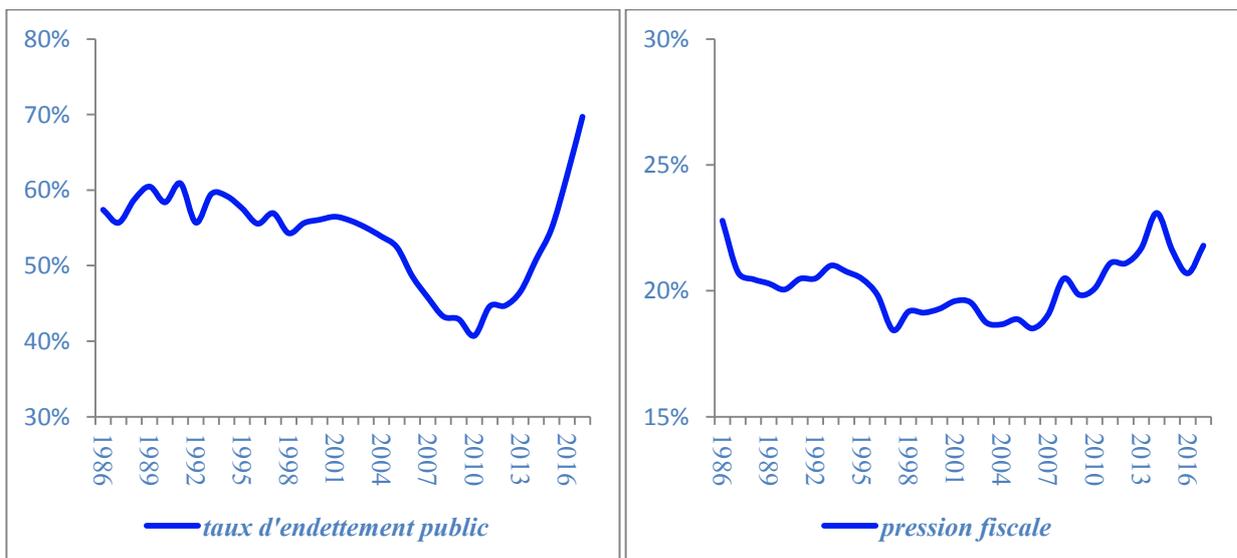
Graphique 1 : Evolution des soldes budgétaires en Tunisie (en % du PIB)



Source : ministère des finances

Une telle situation n'a pas cessé de s'aggraver davantage vue la récession économique de la période de transition démocratique depuis l'année 2011. En effet, l'instabilité politique et l'incertitude ont affaibli l'investissement et la création de richesse et ont conduit à une dynamique de la dette publique dans ces deux composantes interne et externe pour financer le déficit budgétaire. En conséquence, le taux d'endettement public s'est exacerbé pour atteindre 69,7% du PIB en 2017 alors qu'il était à 44,6% en 2011 et d'une moyenne de 51,34% pour la période 2000-2017 (graphique 2). Ceci laisse présager des difficultés inhérentes à la soutenabilité de la politique budgétaire en Tunisie et la capacité d'honorer ses engagements envers ses créanciers.

Graphique 2 : Evolution du taux d'endettement public et de la pression fiscale de la Tunisie (% du PIB)



Source : ministère des finances

Dans ce sens, la Tunisie s'est trouvée dans un dilemme de plus en plus complexe, d'une part elle devrait se procurer des ressources financières internes pour financer les dépenses publiques tout en étant à l'abri d'un endettement plantureux, qui risque de mettre en péril la souveraineté de l'Etat et porter préjudice à sa solvabilité financière. D'autre part, elle doit freiner l'augmentation tendancielle de la pression fiscale qui a atteint un pic de 23,1% du PIB en 2014.

Dans une approche de benchmarking pour la période 2010-2016, la Tunisie a enregistré une pression fiscale au-dessus de la moyenne des pays de l'OCDE et de l'UE qui était respectivement de l'ordre de 15,4% et 20,2% en 2016 (tableau 1). La Belgique et la France ont enregistré une pression fiscale supérieure à celle de la Tunisie. L'Egypte, le Liban et la Roumanie se révèlent des pays qui taxent globalement moins leurs contribuables que la Tunisie. Le Portugal a enregistré une pression fiscale semblable à celle de la Tunisie. La Turquie s'est positionnée en dessous de la Tunisie au regard de leur pression fiscale moyenne entre 2010-2016.

Tableau 1 : Pression fiscale en % du PIB (2010-2016)

Pays/Année	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Belgique	24,3	24,7	25,7	26,2	26,2	24,7	23,1
France	21,9	21,8	22,6	23,3	23,2	23,2	23,1
Liban	16,9	16,3	15,2	14,3	14,2	13,6	13,9
Portugal	19,7	21,2	20,9	22,8	22,7	22,9	22,5
Roumanie	16,4	17,9	17,9	17,6	17,9	18,9	16,8
Turquie	19,4	18,7	18,4	18,5	18,1	18,2	18,3
Egypte	14,1	14,0	12,4	13,5	12,2	12,5	-
Tunisie	20,1	21,1	21,1	21,7	23,1	21,6	20,7
moyenne des pays de l'UE	19,4	19,6	19,8	20,2	20,2	20,2	20,2
Moyenne des pays de l'OCDE	13,9	14,4	14,6	15,1	15,4	15,5	15,4

Source : Ministère des finances, Banque Mondiale

2. Définition des concepts et revue de la littérature

Le concept de l'effort fiscal est défini comme étant le degré d'exploitation du potentiel fiscal d'un pays¹. Pessino et Fenochietto (2010) présentent le potentiel fiscal ou la capacité contributive comme étant le maximum de recettes fiscales qu'un pays donné peut collecter compte tenu des facteurs structurels d'ordre économique, social, institutionnel et démographique.

D'ailleurs, l'effort fiscal d'un pays est un indice de mesure ponctuelle de la performance de mobilisation des ressources fiscales par rapport à son potentiel. Il est calculé en rapportant les recettes fiscales actuelles aux recettes fiscales estimées. Un effort fiscal supérieur à 1 renseigne sur la difficulté du pays à mobiliser des ressources fiscales additionnelles en vue d'une pleine exploitation du potentiel. Dans le sens d'un effort fiscal inférieur à 1, le pays est dans le cas d'une sous-exploitation de son potentiel fiscal et dans ce cas les pouvoirs publics peuvent envisager le renforcement de mobilisation des ressources fiscales (Brun et al. 2006).

Le sujet de l'effort fiscal et l'analyse de ses déterminants suscitait l'intérêt de plusieurs économistes et spécialistes des finances publiques. En effet, Hinrichs (1965) fut le pionnier à s'intéresser au sujet. Il essaya d'expliquer les déterminants des recettes publiques (fiscales et non fiscales) pour un échantillon de 60 pays, sur la période de 1957-1960. Il a utilisé, comme variables explicatives, le revenu par habitant et l'effort d'exportation (exportation rapportées aux PNB) et a conclu que cette dernière variable estime mieux les recettes publiques pour les pays les moins développés (pays ayant un revenu par habitant moins de 500\$) que la variable revenu par habitant.

Lotz et Morss (1967) ont examiné les déterminants du niveau de taxation d'un pays en modélisant la pression fiscale de 72 pays développés et en développement par deux variables indépendantes : le revenu national brut par habitant et le taux d'ouverture (import et export rapportés PNB). Ils concluaient que ces 2 variables impactent positivement et significativement la pression fiscale.

Les travaux de l'UNCTAD en 1970, ont procédé à enrichir le modèle de Lotz et Morss (1967) par l'ajout de deux variables (la part de l'agriculture et le taux d'inflation) pour estimer la pression fiscale de 36 pays en développement pour la

¹ Ministère de l'Economie et des Finances du Sénégal, Bulletin du CEPOD, Quatrième trimestre 2012

période 1955-1966. Les résultats ont montré que deux facteurs ont été retenus comme déterminants de la pression fiscale à savoir la part de l'agriculture et le taux d'ouverture.

Tanzi (1992) s'est intéressé à étudier les déterminants de la pression fiscale dans 83 pays en développement pour la période 1978-1988. Il a prouvé que : la part des importations dans le PIB, le PIB par habitant, la part de l'agriculture dans le PIB et la part de la dette extérieure dans le PIB influent sur le ratio des recettes fiscales rapportées au PIB.

Stotsky et Wolde Mariam (1997) ont enrichi les efforts déjà dévoués en essayant de présenter les déterminants de la pression fiscale pour 43 pays de l'Afrique Sub-saharienne pour la période 1990-1995 à travers des données de panel et de construire un indice de mesure de l'effort fiscal. Ils ont conclu que la part de l'agriculture dans le PIB et la part des mines dans le PIB déterminent d'une façon négative et significative la pression fiscale alors que la part des exports et le PIB par habitant ont des effets positifs et significatifs.

Eltony (2002) s'est intéressé au sujet à travers l'analyse des déterminants de l'effort fiscal dans seize pays arabes pour la période 1994-2000. En effet, Eltony a fini par conclure que pour les six pays arabes du conseil de coopération du Golfe (CCG), la part des mines affecte significativement et négativement la pression fiscale, alors que l'influence du revenu par habitant est positive. Quant aux autres pays non producteurs de pétrole, les résultats étaient statistiquement significatifs présentant un effet négatif de la part de l'agriculture alors que l'effet était plutôt positif pour la part des mines, la part des importations et celle des exportations et pour le revenu par habitant.

De surcroît, Gupta (2007) à travers une régression sur des données de panel pour une période de 25 ans portant sur 105 pays en développement a fini par conclure que des facteurs d'ordre structurel (le revenu par habitant, la part de l'agriculture dans le PIB, l'ouverture mesurée par la part des imports dans le PIB ainsi que les aides étrangères) déterminent d'une façon significative la performance des recettes publiques (hors subventions) de ces pays.

D'autres facteurs institutionnels mesurés par le degré de la corruption et la stabilité politique influent significativement les revenus fiscaux des pays en développement : la corruption affecte négativement les pays à revenus faibles et moyens, la stabilité

politique affecte positivement la collecte de revenus importants pour les pays à faibles revenus.

En se basant sur les travaux d'Aigner *et al.* (1977) et d'Afirman (2003), Pessino et Fenochietto (2010) ont utilisé un modèle à frontière stochastique afin de déterminer l'effort fiscal de 96 pays sur la période 1991-2006 et ont fini aux conclusions suivantes : un impact positif et significatif sur la pression fiscale est lié aux variables revenu par habitant, taux d'ouverture et dépenses publiques en éducation en pourcentage du PIB. Par contre, l'inflation mesurée par l'indice des prix à la consommation, le degré de concentration des revenus qui est mesuré par l'indice de GINI, la part de l'agriculture dans le PIB et la corruption ont tendance à diminuer d'une façon significative la pression fiscale. De plus, ils ont conclu que les pays n'ayant pas encore atteint leur capacité contributive et visant à augmenter la pression fiscale risquent de créer un milieu favorable à la corruption. Un phénomène qui est en train de réduire d'une façon importante l'efficacité des recettes fiscales et nécessiterait par conséquent, plus d'effort pour la combattre.

Karagöz (2013) s'est intéressé au sujet en utilisant des séries temporelles de 1970 à 2010 pour montrer la manière avec laquelle la structure sectorielle de l'économie de la Turquie impacte la pression fiscale. La conclusion était que la pression fiscale turque est impactée significativement d'une façon positive par la part de l'industrie dans le PIB, la dette extérieure totale rapportée au PIB, le taux de monétarisation de l'économie (M2 rapportée au PIB) et le taux d'urbanisation. Quant à la part de l'agriculture dans le PIB, l'impact est significatif mais négatif. L'impact de l'ouverture est non significatif. L'auteur finit par recommander aux pouvoirs publics turcs d'augmenter la pression fiscale à moyen terme d'une façon progressive avec des réformes au niveau des dépenses publiques afin de créer un espace budgétaire durable pour prioriser les dépenses émergentes.

Un travail mené par Amin *et al.* (2014) vient enrichir la batterie des déterminants de la pression fiscale par les facteurs qui affectent la collecte des taxes (directes, indirectes et totales) en utilisant la méthode de cointégration de Pesaran et Shin sur des séries temporelles de 1980 à 2010 pour le cas du Pakistan. Les chercheurs sont parvenus aux résultats suivants: la pression fiscale totale est en relation inverse et significative avec les variables de corruption, indice d'instabilité politique et le revenu réel par habitant. La relation devient positive et significative avec la variable taux

d'ouverture et non significative avec la variable inflation mesurée par l'indice des prix à la consommation.

En résumé, la revue de littérature empirique et théorique présentée jusqu'ici débouche sur la liste des déterminants de la pression fiscale à savoir :

Des variables liées à la structure de l'économie	Part de l'agriculture dans le PIB Part de l'industrie et des mines dans le PIB La part de l'énergie
Des variables d'ordre institutionnel	Taux d'urbanisme Indice de corruption
Des variables d'ouverture	Taux d'ouverture, le rapport volume de commerce (exportation + importation) par rapport au PIB. Taux de pénétration des importations, Effort d'exportation, Le poids du solde commerciale dans le PIB.
Variable financière et monétaire	Taux de liquidité ou la profondeur monétaire appréhendée par le rapport entre M_2 sur PIB

3. Présentation de la méthodologie et validation empirique

Partant de la revue de la littérature empirique ayant trait à ce sujet, la méthode adoptée pour la détermination du potentiel fiscal d'un pays consiste à estimer la pression fiscale en se basant sur une régression de cette variable sur ses déterminants théoriques, puis faire la comparaison entre la pression estimée et celle observée.

L'étape qui suit consiste à estimer le comportement de la pression fiscale par rapport à ses déterminants. Le modèle prend la forme linéaire suivante :

$$PF_t = f(X_{it})$$

PF_t : Taux de la pression fiscale effective

X_{it} : Vecteur des variables explicatives i à l'instant t , tel que i :

$agri$: La part de la valeur ajoutée de l'agriculture dans le PIB

$M2$: la variante M2 de la masse monétaire dans le PIB

OUV : L'ouverture de l'économie tunisienne mesurée par le rapport entre les importations plus exportations et PIB

$PIBrh$: Le PIB réel par habitant

$urban$: Taux de la population urbaine ou taux d'urbanisation

A travers cette démarche, la détermination du potentiel fiscal de l'économie tunisienne donne lieu à l'estimation de son niveau maximal compte tenu des différentes variables. Le modèle en définitif, s'écrit de la manière suivante :

$$l(pf)_t = \alpha_0 + \alpha_1 l(agri)_t + \alpha_2 l(M2)_t + \alpha_3 l(OUV)_t + \alpha_4 l(PIBrh)_t + \alpha_5 l(urban)_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

α_0 : Constante

α_i : Le vecteur des coefficients relatifs à la variable explicative i

On a introduit l'opérateur log sur les variables du modèle afin de minimiser leurs variances.

3.1 Présentation des données et choix de la technique d'estimation

Les séries temporelles relatives aux différentes variables sont collectées des bases de données de la Banque Mondiale(WDI) qui permet de recueillir des séries plus longues que d'autres sources. La série contient 34 observations annuelles sur la période 1983-2016.

L'étude de la stationnarité des variables revêt une importance cruciale pour avoir une estimation fiable du potentiel fiscal et éviter le risque des régressions fallacieuses.

Une série est stationnaire si son espérance et sa variance sont constantes et finies et si la covariance ne dépend pas du temps.²

L'examen des graphiques relatifs aux différentes séries montre que les différentes séries temporelles ne sont pas stationnaires en niveau. Une analyse plus profonde par le recours à des tests de racine unitaire est nécessaire pour juger de cette propriété stochastique. On optera en premier lieu pour le test ADF (Augmented Dickey-Fuller) et le test de Phillips-Perron. En second lieu, on aura recours au test de racine unitaire de Zivot et Andrews afin de prendre en considération la présence de rupture structurelle dans les séries temporelles des différentes variables.

Variables	Conclusion
L(PF)	I(1) intégrée d'ordre 1
L(ouv)	I(0) stationnaire en niveau
L(urban)	I(0) stationnaire
L(M2)	I(1) intégrée d'ordre 1
L(PIBrh)	I(1) intégrée d'ordre 1
L(agri)	I(1) intégrée d'ordre 1

Les résultats des tests de racine unitaire (Tableaux 1 et 2 annexes) affichent la présence de variables à ordre d'intégration mixte I(0) et I(1) et laissent présager l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre les différentes séries du modèle, ce qui se traduit par l'éventuelle existence d'au moins une relation de cointégration entre les variables.

²Econométrie, Régis Bourbonnais, Dunod 2015, 9ème édition

La présence de variables à ordre d'intégration mixte I(0) et I(1), pousse vers le choix de la technique de cointégration selon un modèle à correction d'erreur non contraint de Pesaran (2001) ou modèle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag). En effet, les caractéristiques statistiques des variables en termes d'ordre d'intégration, vérifient la condition nécessaire à l'application de cette approche qui exige qu'aucune des variables n'est intégrée d'ordre 2 (I(2)), ainsi que la variable dépendante I(pf), soit intégrée d'ordre 1 (I(1)).

Cette technique repose sur l'estimation d'un modèle optimal à correction d'erreurs non contraint sous sa représentation ARDL dont la forme sera établie sur la base des critères du choix du retard (AIC ou SIC ou HQ). Ainsi, le modèle relatif à l'équation 1 peut-être formulé comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta l(pf) = & c + \sum_{i=1}^p \psi \Delta l(pf)_{i-1} + \sum_{i=0}^p \gamma \Delta l(agri)_{i-1} + \sum_{i=0}^p \delta \Delta l(M2)_{i-1} + \sum_{i=0}^p \varphi \Delta l(ouv)_{i-1} \\ & + \sum_{i=0}^p \rho \Delta l(PIBrh)_{i-1} + \sum_{i=0}^p \tau \Delta l(Urban)_{i-1} + \theta_1 l(pf)_{t-1} + \theta_2 l(agri)_{t-1} \\ & + \theta_3 l(M2)_{t-1} + \theta_4 l(ouv)_{t-1} + \theta_5 l(PIBrh)_{t-1} + \theta_6 l(urban)_{t-1} + \phi_7 DUM_{2011} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Où Δ est la différence première,

p le retard optimal choisi et DUM2011, une variable muette pour introduire l'effet du choc de la révolution, qui prendra comme valeur 0 avant 2011 et 1 à partir de 2011.

Par la suite et afin de mettre en œuvre l'existence d'une relation de long terme, Pesaran et al 1999. Recommandent le recours à un test connu sous le nom de ARDL Bound test ou test de cointégration par les bornes.

Selon l'approche ARDL, l'existence d'une relation de cointégration entre les variables revient à calculer la statistique de Fisher (F-stat) du «test de Wald» ayant comme hypothèse nulle l'absence de relation de cointégration à travers la nullité des coefficients des variables explicatives retardées du modèle ARDL choisi ($\theta_i=0$). Une fois calculée, la statistique de Fisher est comparée aux valeurs critiques générées par la table de Narayan (2005)³. Une valeur inférieure relative à la borne inférieure qui suppose que toutes les variables sont purement $I(0)$ et une valeur supérieure qui suppose que toutes les variables sont purement $I(1)$. La règle de décision pour tester la relation de cointégration est la suivante : Si F-stat est plus élevée que la limite supérieure alors l'hypothèse nulle est rejetée en faveur de celle de présence d'une relation de cointégration, et si F-stat est en dessous de la limite inférieure alors l'hypothèse nulle est acceptée. Sinon, pour une valeur de F-stat comprise entre les deux bornes inférieure et supérieure, le résultat n'est pas concluant.

Dans le cas de présence d'une relation de co-intégration, l'équation de long-terme du modèle s'écrit :

$$l_{pf} = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} l(pf)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} l(agri)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} l(M2)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{4i} l(OUV)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{5i} l(PIBrh)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{6i} l(urban)_{t-i} + \nu_t$$

3.2 Estimations et interprétations

Les résultats (Le graphique 1 de l'annexe) montrent que le modèle à correction d'erreurs non contraint retenu par le critère SIC est un ARDL (1, 0, 0, 0, 1, 0)⁴ (voir le tableau 3 de l'annexe pour les résultats du Bound test).

Ce qui signifie que la forme du modèle soit : la variable dépendante LPF, les variables explicatives : l(PF) retardée, la variable l(agri), IM2, l(ouv) ; l(PIBrh) et l(PIBrh) retardée l(urban) et la variable DUM2011.

³Narayan (2005) a fourni une table des valeurs critiques pour une taille d'échantillon entre 30 et 80 observations.

⁴ Pour les séries annuelles, Paseran and Shin (1999) recommandent de choisir deux retards au maximum

Tableau 2 : Modèle ARDL(1, 0, 0, 0, 1, 0)

variable dépendante : L(PF)

Variables	Coefficients	Erreur standard	t-Stat	Probabilité	
L(PF(-1))	0,392	0,152	2,570	0,017	(***)
L(AGRI)	0,038	0,059	0,651	0,521	
L(M2)	-0,241	0,099	-2,429	0,023	(**)
L(OUV)	0,233	0,065	3,560	0,002	(***)
L(PIBrh)	-0,619	0,286	-2,160	0,041	(**)
L(PIBRH(-1))	0,792	0,316	2,507	0,019	(**)
L(URBAN)	-0,611	0,220	-2,772	0,011	(**)
DUM2011	0,065	0,027	2,389	0,025	(**)
C	-2,750	0,818	-3,362	0,003	(***)

R2=0,86
Adjusted R2=0,81
SCR=0,017

(***) (**) significativité respectivement aux seuils de 1% et 5%

En effet, ces résultats montrent que la statistique de Fisher calculée est plus élevée que les valeurs critiques des bornes supérieures aux seuils de significativité 5% et 10%. En guise de conclusion, il y a une relation de cointégration entre les variables du modèle qui nous conduira à estimer une relation de long-terme entre les variables.

Relation de long terme

Tableau 3 : Equation de long-terme

Variables	Coefficients	Erreur standard	t-Stat	Probabilité	
L(AGRI)	0,063	0,091	0,690	0,497	
L(M2)	-0,396	0,189	-2,098	0,047	(**)
L(OUV)	0,382	0,152	2,522	0,019	(**)
L(PIBRH)	0,285	0,125	2,282	0,032	(**)
L(URBAN)	-1,003	0,329	-3,052	0,006	(***)
C	-4,520	1,088	-4,154	0,000	(***)

(***) (**) significativité respectivement aux seuils de 1% et 5%

Le tableau 3 montre qu'à long terme les régresseurs (L(M2), L(OUV), L(PIBrh), L(URBAN)) expliquent la pression fiscale et leurs coefficients sont statistiquement significatifs.

D'après les résultats des estimations, l'impact de l'agriculture sur la pression fiscale est positif mais non significatif. Ce résultat est inattendu au regard de ceux de plusieurs travaux précédents qui ont trouvé un signe négatif et significatif (Lee et al. (2008) et Botlhole (2010)). Ce résultat peut être justifié par la faible part de l'agriculture dans le PIB qui n'a pas dépassé les 12% depuis la fin des années 90, avec une moyenne de 12,63% pour la période 1983-2016. Toutefois, faut-il signaler que ce résultat corrobore ceux issus des travaux de Agbeyegbe et al.(2004), Mahdavi(2008) et Chaudhry et Munir (2010).

L'effet de l'évolution de la part de la masse monétaire M2 dans le PIB sur la pression fiscale est négatif et significatif. Une augmentation d'un point de pourcentage L(M2) diminue L(PF) de 0,396 point. Ainsi, le degré de monétarisation de l'économie tunisienne influe inversement la capacité de l'Etat à mobiliser plus de ressources. Le résultat est imprévu et ne concorde pas avec celui des travaux précédents (Lutfunnahar(2007) et Karagöz (2013)). En effet, Ngakosso (2015) dans son ouvrage renseigne que plus une économie est monétarisée, plus les transactions économiques se développent, et plus se créent des revenus imposables. Il fait connaître que le degré de monétarisation de l'économie est donc un facteur qui influe fortement sur le prélèvement public. Ce résultat intrigant pour la Tunisie mérite d'être analysé surtout lorsqu'on savait que le degré de monétarisation moyen de l'économie tunisienne est de l'ordre de 53,4% pour la période 1983-2016 et le taux de bancarisation est de l'ordre de 66,1% en 2015 (presque 2 comptes bancaires pour 3 habitants)⁵. Le résultat obtenu peut être dû à l'évolution de l'indicateur « Billets et Monnaies en Circulation (BMC) rapporté au PIB » qui dévoile une préférence de plus en plus accrue pour la liquidité entre la période 2000-2015 pour atteindre un pic de 10,4% de PIB en 2012, confirmant un engouement des agents économiques aux transactions en espèces. Cet indicateur n'a pas dépassé le niveau de 10% en affichant les 10,71% et 10,39% du PIB respectivement pour les années 2016 et 2017. Ce comportement privilégiant la monnaie en espèces sur la monnaie scripturale, rend ces transactions théoriquement génératrices d'impôts et taxes, de

⁵Rapport Sur la Supervision Bancaire 2015, Banque Centrale de la Tunisie, Décembre 2016, page 41.

moins en moins repérables par les services fiscaux. Par conséquent, ce choix favorise la corruption, la fraude et l'évasion fiscale ainsi que l'expansion du secteur informel.

Pour ce qui est de **l'ouverture de l'économie mesurée par le ratio importations et exportations rapportées au PIB**, son impact est positif et significatif à 5%. En effet, une augmentation d'un point de pourcentage de la part des importations et exportations dans le PIB (toute chose égale par ailleurs) entraîne une augmentation de la pression fiscale de 0,382 point de pourcentage. Le résultat obtenu est attendu et confirme celui de l'AFD(2007) qui conclut que les revenus issus du commerce international constituent une assiette plus facilement taxable que les revenus ou les consommations intérieures.

Quant au **PIB réel par habitant** utilisé comme proxy pour le développement de l'économie, il s'en sort qu'il est un déterminant de la pression fiscale en Tunisie. Son signe est positif et significatif à 5%. Le résultat est attendu et vient confirmer ceux de Lotz et Morss(1967) et Pessino et Fenochietto(2010). En effet, le développement des activités économiques crée de la richesse et augmente les capacités à mobiliser et payer les impôts.

Pour ce qui est du **taux d'urbanisation**, utilisé dans le modèle comme proxy à la demande en services publics, les résultats du modèle montrent un impact négatif et significatif à 1% sur la pression fiscale en Tunisie. Une augmentation du taux d'urbanisation d'un point de pourcentage provoque une diminution de la pression fiscale de 1,003 point de pourcentage. Le résultat est inattendu parce que théoriquement l'urbanisation augmente la demande des biens publics et crée de la base imposable facilement taxable du fait de la concentration des activités formelles dans les milieux urbains (Bird 2007). Toutefois, l'effet positif de l'urbanisation est tributaire à la capacité du pouvoir public à concevoir une base d'aménagement propice pour le développement des activités formelles et à fournir un service public de qualité. En d'autres termes cet effet positif nécessite des préalables pour attendre le civisme fiscal permettant de motiver les citoyens à bien accomplir leur devoir fiscal d'une manière volontaire et loyale. Par conséquent, une mauvaise gouvernance est de nature à nuire au capital confiance entre contribuables et gouvernement et semble conduire à plusieurs formes de résistance à l'impôt, sous prétexte d'une absence de contrepartie en services publics de qualité. La Tunisie se situe dans la

deuxième situation, l'augmentation du taux d'urbanisation enregistré durant les dernières années s'est accompagnée par un rythme faible d'aménagement de territoire et une détérioration de la qualité de service public.

Relation de court terme

Les résultats (Le tableau 4) présentent le modèle à court-terme et montrent que le coefficient (-0,608) qui indique la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme le coefficient de correction d'erreur ECT(-1) est négatif et significatif à 1%. Ceci dit qu'une déviation à court-terme de l'équilibre de long terme s'ajuste à raison de 60,8% pendant une année. Ainsi, à court-terme, la pression fiscale est influencée négativement par la croissance économique et positivement par les effets conjoncturels de la révolution.

Tableau 4 : Modèle à correction du ARDL(1, 0, 0, 0, 1, 0)

variable dépendante :					
D(LPF)					
Variables	Coefficients	Erreur standard	t-Stat	Probabilité	
DL(PIBrh)	-0,619	0,149	-4,152	0,000	(***)
DUM2011	0,065	0,013	5,006	0,000	(***)
ECT(-1)	-0,608	0,086	-7,047	0,000	(***)
R²=0,62					
R² ajusté= 0,60					
SCR= 0,017					
(***) significativité au seuil de 1%					

En fait, l'existence d'une relation d'équilibre entre la pression fiscale et les différentes variables explicatives du modèle permet de mettre en évidence une relation de long terme entre elles au moins dans un sens. L'étude de la causalité servira de tremplin pour affiner l'analyse et déterminer le sens de causalité dans les relations existantes entre la pression fiscale et les régresseurs du modèle. Le choix du test de causalité selon l'approche de Toda Yamamoto est motivé par la présence de variables mixtes I(0) et I(1) dans le modèle.

Ainsi, les principaux résultats sont les suivants (voir tableau 4 en annexe) :

Trois relations de causalité bidirectionnelles existent :

i) le développement économique cause le taux d'urbanisation qui stipule que l'amélioration de revenu améliore les conditions de vie qui se manifestent par plus de civilisation et améliore le taux d'urbanisation. L'autre sens implique que plus d'urbanisation entraîne une amélioration de l'offre des facteurs ce qui peut générer plus de richesse et donc de développement.

ii) Le degré de monétarisation de l'économie pousse vers l'ouverture Pour le deuxième sens plus d'ouverture entraîne une augmentation du volume des transactions commerciales et donc plus de monétarisation.

iii) la double causalité entre la pression fiscale et le développement économique stipule que plus de pression fiscale permet à l'Etat de mobiliser plus de ressources pour améliorer l'investissement public productif et la croissance. De même plus de développement cause la pression fiscale dans la mesure où la croissance est encore modérée par rapport à l'augmentation des recettes fiscales.

Toutes les autres relations de causalité existantes sont unidirectionnelles, notamment : la pression fiscale cause l'ouverture de l'économie et la part de la valeur ajoutée de l'agriculture dans le PIB.

Tests de validation du modèle

Afin de valider le modèle, une série de tests économétriques doit-être réalisée sur le résidu. Le tableau 2 (en annexes) montre une absence de corrélation des résidus du modèle qui est confirmée par le test de « Breusch-Godfrey Lagrange multiplier » et qui signifie l'absence d'hétéroscédasticité. Le test Jarque-Béra confirme que la distribution est normale. De plus, le test de Ramsey Reset a confirmé la spécification linéaire de notre modèle.

Finalement, afin de juger de la stabilité structurelle des coefficients du modèle, on a eu recours à deux tests à savoir le test de la somme cumulée des résidus récursifs (CUSUM) et le test de la somme cumulée du carré des résidus récursifs (CUSUM of squares). Les résultats présentés aux graphiques 2 et 3 (en annexes) montrent que les courbes ne coupent pas l'intervalle de confiance de 5% : Le modèle est structurellement stable.

3.3 Indice de l'effort fiscal

L'indice de l'effort fiscal est le rapport entre la pression fiscale effective et le potentiel fiscal de l'économie tunisienne, déterminé à partir de l'équation du modèle. Il va nous permettre de juger si la Tunisie éprouve des difficultés à drainer les recettes fiscales.

Les résultats (tableau 5) montrent que la Tunisie est très proche et même au-delà de son potentiel fiscal. En effet, l'évolution de l'indice de l'effort fiscal est presque égale à l'unité au cours des périodes normales et dépasse l'unité dans les périodes de mauvaise conjoncture.

Les valeurs qu'affiche cet indice pendant la période d'étude étaient toujours très proches de l'unité, ce qui prouve que la Tunisie exploite pleinement le potentiel fiscal disponible et que le risque de dépassement est très élevé. Faut-il signaler que le fait que la Tunisie est sur les frontières de son potentiel fiscal dont la structure des contribuables est prédominée par les salariés et quelques sociétés pétrolières peut mettre en valeur l'équité fiscale.

Tableau 5 : Evolution de l'Indice d'effort fiscal en Tunisie sur la période 1984-2016

Année	pression fiscale effective (en % du PIB)	potentiel fiscal (en % du PIB)	indice d'effort fiscal
1984	0,230	0,231	0,998
1985	0,220	0,223	0,985
1986	0,228	0,219	1,042
1987	0,207	0,212	0,978
1988	0,205	0,206	0,993
1989	0,203	0,204	0,993
1990	0,201	0,203	0,988
1991	0,205	0,204	1,006
1992	0,205	0,200	1,025
1993	0,210	0,206	1,017
1994	0,208	0,208	0,999
1995	0,205	0,209	0,981
1996	0,198	0,196	1,009
1997	0,184	0,193	0,953
1998	0,192	0,190	1,011
1999	0,191	0,187	1,023
2000	0,193	0,189	1,022
2001	0,196	0,191	1,024
2002	0,195	0,195	0,999
2003	0,187	0,189	0,987
2004	0,187	0,188	0,996
2005	0,189	0,189	0,999
2006	0,185	0,193	0,957
2007	0,191	0,195	0,982

Année	pression fiscale effective (en % du PIB)	potentiel fiscal (en % du PIB)	indice d'effort fiscal
2008	0,205	0,200	1,026
2009	0,198	0,198	0,999
2010	0,201	0,198	1,014
2011	0,211	0,216	0,977
2012	0,211	0,214	0,985
2013	0,217	0,217	1,000
2014	0,231	0,216	1,070
2015	0,216	0,219	0,987
2016	0,207	0,210	0,985

Source : Ministère des finances, compilation Itceq

Conclusion

Le présent travail constitue un essai d'analyse du potentiel fiscal de la Tunisie et de ses déterminants. L'approche ARDL a été mise en œuvre pour la période 1983-2016 sur les différentes séries temporelles des variables suivantes : part de la valeur ajoutée de l'agriculture dans le PIB, variante M2 de la masse monétaire rapportée au PIB, rapport entre les importations plus exportations et PIB, PIB réel par habitant et taux d'urbanisation. Les résultats des estimations montrent l'existence d'une relation d'équilibre entre les différentes variables et confirment que l'ouverture et le développement de l'économie déterminent positivement la pression fiscale en Tunisie alors que le signe attribué aux variables taux d'urbanisation et degré de monétarisation de l'économie, est négatif et ne coïncide pas avec les résultats des travaux précédents. La part de la valeur ajoutée de l'agriculture dans le PIB à l'encontre des résultats attendus, n'impactent pas d'une façon significative la pression fiscale.

L'indice d'effort fiscal qui représente le rapport entre la pression fiscale effective et le potentiel fiscal calculé prouve que la Tunisie confronte des difficultés pour mobiliser plus de recettes fiscales avec cette même base de contribuables. De ce fait elle est appelée à orienter les actions de réforme vers deux aspects majeurs : élargir la base des contribuables pour garantir plus d'équité fiscale et adopter une stratégie de sensibilisation et de motivation qui vise plus de civisme fiscal.

Dans le cadre d'une perspective de politique économique, un ensemble de propositions devrait être formulé. D'abord, la Tunisie devrait continuer à combattre l'évasion et la fraude fiscale en améliorant les moyens humains et matériels mis à la disposition de l'administration fiscale et consolider les efforts de sa digitalisation. Aussi, il semblerait une des priorités du gouvernement à veiller à l'application des règles de bonne gouvernance afin d'améliorer la transparence dans l'action publique. D'ailleurs, et afin d'optimiser l'allocation des ressources budgétaires et apaiser la pression sur les finances publiques, il serait opportun, même avec un retard par rapport à la législation déjà en vigueur depuis fin 2015, d'initier le partenariat public-privé pour prioriser les dépenses publiques afin de promouvoir la qualité des services publics.

Elargir la base des contribuables par le réformes qui visent à éliminer le régime forfaitaire et mettre en place des avantages et des procédures permettant de faciliter et motiver le passage de l'informel au formel. Enfin, il serait judicieux de réglementer de plus les paiements en espèces et veiller à l'application des règles du droit qui régissent la matière.

ANNEXES

Tableaux

Tableau 1 : Tests de racine unitaire : Augmented Dickey-Fuller (ADF) et Phillips-Perron

Série temporelle de la variable	test ADF		test PP			
	tendance et constante		tendance et constante		constante	
L(pf)	-2,099		-2,027		-2,341	
L(agri)	-3,145		-3,164		-1,179	
L(M2)	-1,174		-1,427		-0,235	
L(OUV)	-5,516	***	-2,345		-1,840	
L(PIBr _h)	-2,337		-2,363		0,026	
L(urban)	-4,159	**	-2,011		-9,241	
Δ (pf)	-6,247	***	-6,253		-6,001	
Δ (agri)	-7,708	***	-8,378		-8,460	
Δ (M2)	-3,542	*	-3,586		-3,649	
Δ (OUV)	-5,151	***	-6,944		-6,046	
Δ (PIBr _h)	-3,729	**	-3,833		-3,776	
Δ (urban)	-2,448		-2,763		-0,818	

(***) (**)(*) significativité respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%

MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Δ est l'opérateur de la première différence

Tableau 2 : Tests de racine unitaire en présence de rupture structurelle de Zivot et Andrews

Série temporelle de la variable	rupture structurelle dans la constante			rupture structurelle dans la tendance			rupture structurelle dans la tendance et la constante		
			date de rupture			date de rupture			date de rupture
L(pf)	- 3,622	(0)	2008	- 3,584	(0)	2004	- 3,549	(0)	2003
L(agri)	- 4,385	(0)	1997	- 4,386	(0)*	2011	- 4,265	(0)	2008
L(M2)	- 3,913	(1)	1990	- 4,672	(1)**	1998	- 4,365	(1)	1997
L(OUV)	- 3,363	(1)	1996	- 2,714	(0)	1990	- 3,039	(0)	1996
IPIBr _h	- 4,340	(2)	2011	- 5,536	(2)	2009	- 5,129	(2)**	2011
L(urban)	- 4,459	(1)	2004	- 4,387	(1)*	1992	- 4,716	(1)	1991
Δ l(pf)	- 4,273	(4)	2008	- 3,021	(3)	1998	- 4,833	(4) *	2011
Δ l(agri)	- 8,726	(0)***	1993	- 8,118	(4)***	1998	- 8,575	(0)	1993
Δ l(M2)	- 4,511	(4)	1999	- 4,206	(3)*	1992	- 3,729	(4)	1999
Δ l(OUV)	- 5,499	(0)***	2009	- 4,424	(2)**	2009	- 6,262	(0)***	1990
Δ l(PIBr _h)	- 3,555	(1)	2009	- 4,424	(4)**	2000	- 4,281	(1)	1999
Δ l(urban)	- 6,767	(0)*	1995	- 4,391	(4)*	2000	- 5,977	(0)***	1995

(***) (**)(*) significativité respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%

Tableau 3 : test de co-intégration par les bornes

nombre d'observations =33			
nombre de variables =5			
5%		10%	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
2,39	3,38	2,08	3
Statistique de Fisher = 5,675			

Tableau 4 : Test de causalité de Toda Yamamoto

Variables dépendantes	Variables indépendantes										
	L(pf)		L(agri)	L(M2)		L(OUV)		L(PIBRH)		L(URBAN)	
	$\chi^2 (2)$			$\chi^2 (2)$		$\chi^2 (2)$		$\chi^2 (2)$		$\chi^2 (2)$	
L(pf)	-		0,699	0,254		0,961		11,365	(***)	0,904	
L(agri)	9,407	(***)	-	5,710	(*)	4,672	(*)	0,390		1,913	
L(M2)	1,216		0,523	-		8,904	(**)	1,481		0,037	
L(OUV)	26,775	(***)	0,598	42,001	(***)	-		19,985	(***)	39,928	(***)
L(PIBRH)	13,912	(***)	1,321	8,151	(**)	6,310	(**)	-		9,892	(***)
L(URBAN)	3,766		1,267	1,009		6,889	(**)	7,197	(**)	-	

(***) (**) significativité respectivement aux seuils de 1% et 5%

Tableau 5 : test de validation du modèle

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1,009	Prob. F(3,21)	0,408
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0,273	Prob. F(8,24)	0,969
Test de normalité de Jarque-Bera			
JB=2,804		Prob	0,246
Test de Ramsey RESET (*)			
F-statistic	0,201	Prob	0,658

(*) : nous avons testé la forme quadratique seulement.

Références Bibliographiques

Agence Française de Développement, *Aide et mobilisation fiscale dans les pays en développement*, Octobre 2007/21.

Ahmad,H.K., Ahmed, S., Mushtaq ,M., Nadeem, M(2016) *Socio Economic Determinants of Tax Revenue in Pakistan: An Empirical Analysis*. Journal of Applied Environmental and Biological Vol 6(2S), 32-42Science

Antoine Ngakosso , *Comment la fiscalité peut-elle contribuer à la monétarisation d'une économie ?* Editions Publibook Université 2015.

Chaudhry, I. S., & Munir, F. (2010). *Determinants of Low Tax Revenue in Pakistan*. Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS) Vol, 30, 439-452.

Eltony,M.N (2002) *The Determinants of Tax Effort in Arab Countries*, Arab Planning Institute

Lotz, J.R. and E.R. Morss, 1967.*Measuring 'Tax Effort' in Developing Countries*. International

Monetary Staff Papers, 14: 479-497.

Lutfunnahar, B. (2007). *A Panel Study on Tax Effort and Tax Buoyancy with Special Reference to Bangladesh*. Working Paper 715: Policy Analysis Unit (PAU) Research Department Bangladesh Bank

Le, Tuan Minh; Moreno-Dodson, Blanca; Rojchaichanthorn, Jeep. 2008. *Expanding taxable capacity and reaching revenue potential : cross-country analysis*. Policy Research Working Paper ; no. WPS 4559. Washington, DC : World Bank

Ministre de l'économie, des finances et du plan du Sénégal, Document d'Etude N°34 Septembre 2016, *Evaluation du Potentiel fiscal du Sénégal*.

Stotsky, J.G. and Wolde Mariam, A. (1997).*Tax Effort in Sub-Saharan Africa*. Working Paper 107: International Monetary Fund, Washington, DC

Karagöz.K *Determinants of Tax Revenue: Does Sectorial Composition Matter?* Journal of Finance, Accounting and Management, 4(2), 50-63, July 2013 50

Tél : (+216) 71 802 044
Fax : (+216) 71 787 034
E-mail : contact@itceq.tn
27, rue du Liban
1002 Tunis - Belvédère

www.itceq.tn