

DETTE PUBLIQUE EXTERIEURE ET CROISSANCE ÉCONOMIQUE : LE ROLE DE LA QUALITE INSTITUTIONNELLE POUR LE CAS TUNISIEN

Ahmed Agrebi

Doctorant en Sciences Economiques, Département d'Economie, ESSEC Tunis, Tunisie
agrebiahmed@hotmail.com

Résumé-Cette étude examine les effets de la dette extérieure sur la croissance économique de la Tunisie tout en insistant sur le rôle joué par la qualité de l'environnement institutionnel. Les principaux résultats de cette étude peuvent être résumés comme suit : 1) Nous avons trouvé que la dette réduit la croissance de la Tunisie. Nos estimations montrent qu'une augmentation d'un point de pourcentage du ratio de l'endettement public extérieur par rapport au PIB réduit drastiquement le PIB par habitant de 0.04 à 0.16 %. 2) A travers la recherche de la validation de l'hypothèse de l'effet d'éviction ou de « the crowding out effect », nous avons pu détecter que les paiements des intérêts affectent négativement et significativement la croissance du PIB par habitant. 3) A travers nos résultats, nous avons pu identifier l'hypothèse du surendettement ou de « debt overhang ». En effet, le seuil d'endettement trouvé est de 38 % du PIB pour le cas Tunisien. 4) Nous avons pu, aussi, tester le rôle important de la qualité institutionnelle dans l'accumulation de la dette. Donner plus de liberté économique, améliorer la qualité institutionnelle et renforcer le processus démocratique réduisent l'endettement extérieur de la Tunisie. 5) Finalement, la Tunisie doit accorder plus de libertés économiques afin de favoriser la croissance économique et d'alléger les effets négatifs de la dette sur la croissance.

Mots-clés : dette extérieure, croissance économique, surendettement, effet d'éviction, qualité institutionnelle, liberté économique, FMOLS, Tunisie

1. INTRODUCTION

Depuis son indépendance, la Tunisie s'est fixé comme objectifs : la réalisation du développement économique et social en assurant une croissance durable garantissant le décollage du pays. Néanmoins, ces objectifs se sont révélés comme un véritable fardeau que la Tunisie ne pouvait pas

supporter. En effet, à cause des ressources limitées, une demande intérieure croissante face à une production qui n'est pas satisfaisante, une épargne nationale qui ne couvre pas les dépenses d'investissement et des déficits jumeaux persistants le pays dépend de plus en plus de l'extérieur. Le besoin de s'endetter s'est accru au début des années quatre-vingts, ce qui était le cas de presque tous les PVD, débouchant sur une crise en 1986.

Après la révolution de 2011, les déficits courants et budgétaires ont augmenté parallèlement avec une décroissance économique. En conséquence, la dette publique extérieure n'a pas cessé d'augmenter atteignant les 43 % du PIB en 2016. A défaut de mesures d'assainissement et de correction rigoureuses, l'évolution de l'endettement extérieur ainsi que ses conséquences sur la croissance économique tunisienne sont devenues préoccupantes. Les tendances récentes de la dette tunisienne ont ainsi ressuscité l'intérêt des décideurs politiques et des spécialistes à quantifier l'effet de l'endettement extérieur sur l'économie.

La relation entre la dette extérieure et la croissance économique a été tant discuté théoriquement et empiriquement que ce soit dans les années quatre-vingt (avec, Cohen et Sachs (1986); Krugman (1988); Sachs (1989)) ou récemment (par exemple, voir Guei (2019); Al Kharusi et Ada (2018); Ijirshar *et al.* (2018); Sajjad *et al.* (2018); Akram (2017)). Ces travaux ont identifié des relations linéaires et non-linéaires en essayant d'examiner dans quelle mesure l'accumulation de la dette a un effet néfaste et causal sur la croissance du PIB.

Dans ce travail, nous essayerons de tester l'effet du long terme de la dette publique extérieure sur la croissance économique tunisienne. Ainsi, nous examinerons les différents canaux de transmission concernant les conséquences des effets de la dette sur la croissance. De plus, la Tunisie est considérée comme un pays ayant des libertés économiques restreintes et dans des cas extrêmes réprimés. Elle est classée 121 sur 162 pays à travers le monde. De ce fait, nous cherchons à voir si

les libertés économiques peuvent être considérées comme un nouveau canal de transmission entre la dette et la croissance.

Afin d'apporter des éléments de réponses aux questions posées plus haut cette étude sera décomposée en 6 sections. La première section étalera les théories et les études empiriques concernant la relation dette publique extérieure, croissance économique et qualité institutionnelle. La deuxième section présentera l'évolution de l'endettement public extérieur, de la croissance économique et de la qualité institutionnelle en Tunisie. Troisièmement nous montrerons la méthodologie à suivre dans ce travail. La quatrième section sera consacrée aux différents résultats relatifs à l'impact de la dette sur la croissance à long terme. Dans la même section, nous testerons le rôle de la qualité institutionnelle dans la relation dette-croissance. Finalement, nous concluons avec un ensemble de recommandations.

2. DETTE, CROISSANCE ET QUALITE INSTITUTIONNELLE : Un survol théorique et empirique

2.1. L'effet de surendettement (The debt overhang effect)

La littérature s'est intéressée aux effets négatifs du phénomène de surendettement ou « debt overhang ». Ce phénomène implique que la dette à des niveaux modérés stimule la croissance, mais cette dernière fléchit sous l'effet d'un endettement qui devient excessif. La relation est donc non-monotone entre la croissance économique et le niveau d'endettement. C'est ainsi que des économistes comme Krugman (1988) et Sachs (1989), ont basé leurs études sur l'hypothèse de surendettement tout en montrant la réduction possible de l'investissement et de la croissance économique. Si la dette est trop importante, les investisseurs anticipent des niveaux de taxes élevés, ce qui décourage aussi bien les investisseurs étrangers que domestiques, et, le stock du capital diminue. Le stock de la dette extérieure a une grande importance dans les périodes de crises. En ce sens, lorsque des crises surviennent, les interventions du gouvernement dépendront de la somme de la dette déjà cumulée mais aussi de sa capacité à collecter les taxes afin de payer la dette. Les autorités publiques se trouvent, en cas de crises, contraintes d'engager des politiques de stabilisation contracycliques au pire de nuire à leur capacité de collecter les taxes nécessaires au paiement du service de la dette. De ce fait, des niveaux de dette élevés limiteront les fonctions essentielles du gouvernement.

Les travaux empiriques ont souvent cherché à déterminer l'impact de la dette extérieure sur la croissance économique et l'investissement. Ces études ont essayé de tester la présence d'une relation non linéaire, c'est-à-dire la vérification de l'existence ou non d'une courbe de Laffer. Patillo *et al.* (2011) ont essayé de trouver la non linéarité et l'impact de la dette extérieure sur la croissance économique, en prenant un échantillon de 93 pays en voie de développement sur une période qui s'étale entre 1969 et 1998. Leurs résultats montrent que l'impact moyen de la dette extérieure sur la croissance économique devient négatif aux environs de 35-

40% du PIB. La dette agit négativement sur la croissance non pas à travers son effet sur le volume de l'investissement mais sur la qualité de ce dernier et son efficacité. Dans une autre étude, Pattillo *et al.* (2004) ont montré que l'impact marginal de la valeur actuelle nette de la dette extérieure sur la croissance économique devient négatif pour des ratios qui varient entre 45% et 50% du PIB.

En se limitant à un échantillon de pays à revenus faibles, Clements *et al.* (2003) estiment une équation non linéaire qui traite l'effet de la dette extérieure sur la croissance. Ils ont montré que le point de détournement de la courbe de Laffer pour le ratio de la valeur actuelle nette de la dette extérieure au PIB varie entre 20% et 25%. De même, Imbs et Ronciere (2005), Wamboye (2012), soutiennent l'existence d'une courbe de Laffer entre la dette extérieure et la croissance économique pour des échantillons diversifiés.

Un autre groupe de travaux perçoit la dette publique comme un frein à la croissance, parce qu'elle réduit l'épargne disponible et élève les taux d'intérêt. Il s'ensuit une diminution des dépenses publiques et/ou une augmentation de l'impôt. En effet, Kumar et Woo (2015) considèrent un panel de pays développés et émergents pour étudier les effets de seuil de la dette publique et le phénomène de non linéarité.

Cechetti *et al.* (2011) utilisent 18 pays de L'OCDE sur la période 1980-2010. Ils trouvent un lien significativement négatif entre la dette publique et la croissance ; trop de dette étant néfaste à la croissance. Reinhart et Rogoff (2010) étudient la croissance économique et l'inflation avec les différents niveaux de la dette publique et de la dette extérieure (publique et privée) prenant comme donnée 3,700 observations annuelles des systèmes politiques, des institutions, des régimes de change et les circonstances historiques, concernant 44 pays développés et émergents. Leurs résultats montrent qu'au-dessus de 90%, les taux de croissance moyens diminuent de 1%. Ce seuil de la dette publique est similaire dans les économies développées et émergentes. Pour le cas de la dette extérieure (publique et privée), le seuil est de 60% dans les marchés émergents. En effet, lorsque la dette extérieure atteint 60% du PIB, la croissance annuelle diminue d'environ 2%.

2.2. L'effet d'éviction (The crowding out effect)

D'une manière générale, la notion d'éviction désigne le phénomène qui conduit l'activité économique du secteur public à chasser celle du secteur privé.

L'effet du surendettement sur l'investissement et la croissance économique se réfère à l'impact de la réduction des ressources résultant du paiement du service de la dette. Lorsque le poids du service de la dette est très important, cette réduction de ressources peut conduire à la diminution de l'investissement et de la croissance économique.

En effet, lorsque la dette extérieure est très importante les investisseurs anticipent des niveaux de taxes élevés afin de rembourser la dette, « *ce n'est pas chaque dollar de la dette extérieure qui cause un effet négatif sur l'incitation, c'est seulement lorsque la dette dépasse un certain niveau qu'il*

devient un impôt potentiel sur les rendements futurs de l'investissement » (Borenzstein, 1990). Donc les investisseurs étrangers comme domestiques seront découragés et le stock de capital diminue (Patillo et al 2004).

Ensuite, comme la dette publique augmente, elle peut être accompagnée d'incertitudes sur les politiques prises par le gouvernement en vue d'honorer ses engagements ce qui affecte négativement l'investissement (Clements et al 2003). Ainsi, l'Etat en augmentant les taxes, serait en mesure de détériorer l'allocation des ressources et de réduire ainsi la croissance économique (Cechetti et al. (2010)).

Par ailleurs, le service de la dette extérieure peut affecter la croissance en évinçant l'investissement privé ou modifier la composition des dépenses publiques. La hausse du service de la dette accroît le déficit budgétaire et les intérêts sur les bons de trésor, réduisant par-là l'épargne nationale. Dès lors, les taux d'intérêts augmentent, ce qui évince les crédits disponibles pour l'investissement privé et réduit la croissance économique. En prenant le cas des Philippines et sur la période 1951-1989, Borenzstein (1990) estime une fonction de demande d'investissement néoclassique. Il trouve que la crise du surendettement qu'a connue le pays après 1982 a généré des effets dissuasifs sur l'investissement privé.

En revanche, Warner (1996) montre que certains déterminants importants d'investissement qui ne sont pas liés à la dette peuvent expliquer la baisse observée dans les pays fortement endettés dans les années 80. En particulier, la combinaison d'une hausse des taux d'intérêt mondiaux et une chute des prix des matières premières peut représenter au mieux la baisse observée dans l'investissement.

Clements et al. (2003) montrent que le service de la dette n'affecte pas directement le taux de croissance économique, mais à travers l'effet d'éviction du service de la dette sur les dépenses publiques. Une réduction du service de la dette en pourcentage du PIB de 8.7% à 3% augmentera l'investissement public de 0.7% à 0.8%, et par conséquent le taux de croissance économique de 0.1% à 0.2%.

En partant d'un modèle de croissance néoclassique, certains chercheurs ont basé leurs études sur les séries temporelles pour capter l'effet de la dette et son service sur la croissance économique. Ces études montrent l'effet négatif du service de la dette extérieure sur la croissance. Sajjad *et al.* (2018) prennent le cas du Pakistan, Akram (2017) étudie la Sri Lanka; Choong *et al.* (2010) se penchent sur la Malaisie; Mahmoud (2015) analyse le cas de la Mauritanie; Ijirshar *et al.* (2018) s'intéressent au Nigeria et Ben Mimoun (2014) au cas de la Tunisie. Cette dernière étude montre, en outre, que l'effet marginal négatif du service de la dette extérieure sur la croissance de long-terme est d'autant plus ample que le niveau de corruption est plus élevé.

2.3 Dette, croissance, qualité institutionnelle : Une relation tripolaire

Au cours des deux dernières décennies, l'importance des institutions en tant que source de croissance économique a suscité un regain d'intérêt.

D'après les travaux de l'école de la Nouvelle Économie Institutionnelle (NEI), dont le fondateur est Douglas North (1990), les facteurs politiques et institutionnels jouent un rôle important dans les performances macroéconomiques à long terme. La NEI couvre de multiples domaines, allant des droits de propriété et des coûts de transaction jusqu'à l'asymétrie d'information. Les théoriciens de la NEI montrent que le marché ne fonctionne pas dans un vide, mais, nécessite plutôt, un ensemble d'institutions. Ces dernières sont chargées de surveiller la transparence dans les marchés et dans l'activité du gouvernement et la compétitivité d'un pays. Les travaux fondateurs de North ont incité à la recherche d'un lien entre les institutions et la croissance. Cet objectif a fait naître de nouvelles théories de croissance expliquant l'écart entre les pays.

Les premières études sur la croissance prenant en compte l'importance des institutions qui se manifestent à travers les travaux de Knack et Keefer (1995), Mauro (1995) et Hall et Jones (1999).

Mauro (1995), s'intéresse à l'effet de la corruption sur la croissance économique dans un environnement institutionnel. Il analyse 67 pays développés et en voie de développement entre les périodes 1960 et 1985, montre que les pays dont l'indice de corruption et la qualité bureaucratique sont très faibles tendent à avoir un niveau d'investissement privé faible et par conséquent, une croissance médiocre.

Dans une analyse en coupe transversale prenant 127 pays comme échantillon, Knack et Keefer (1995) trouvent que les institutions et les politiques gouvernementales influencent sur les disparités entre les pays en ce qui concerne l'accumulation du capital, le niveau d'instruction et la productivité.

Hall et Jones (1999), montrent que le développement institutionnel et les politiques adoptées par les gouvernements pourraient être un déterminant fondamental des écarts dans la productivité et dans l'accumulation du capital.

Récemment, De La Croix et Delavallade (2011) montrent, dans un échantillon composé de 62 pays dans la période qui s'étale entre 1996 et 2004, qu'un système juridique défaillant et une forte concentration du pouvoir public augmentent la corruption et diminuent la croissance des revenus à travers la productivité et le taux de population.

Ahmed (2012), démontre, à travers l'exemple de 133 pays sur une période qui s'étale de 1985 à 2009 le lien entre la qualité institutionnelle et la croissance économique. L'application dans son étude des données ICRG (-risque pays) montre que la loi et ordre, les conditions d'investissement, la corruption et la responsabilité démocratique favorisent et augmentent la croissance.

De plus, Dort *et al.* (2013) ont prouvé, pour un panel de 98 pays (développés et en voie de développement) entre 1984 et 2009, l'existence d'un lien remarquable entre la qualité des institutions et l'investissement. L'étude en question dénote que l'effet de l'investissement sur la croissance économique dépend largement des données institutionnelles comme la stabilité du gouvernement, la corruption et la loi et ordre (ICRG).

En s'intéressant aux effets des systèmes politiques sur l'économie, Acemoglu *et al* (2019) ont testé l'effet de la démocratie sur la croissance économique en utilisant les données de la Freedom House et Polity IV. Ils ont trouvé que la démocratisation augmente le PIB par habitant. Selon les auteurs, cette augmentation du PIB à long terme se réalise à travers : l'encouragement de l'investissement, l'introduction des réformes économiques, la réduction des conflits sociaux, l'amélioration de la scolarisation et de la fourniture des biens publics.

Pendant, aucun de ces travaux mentionnés ne démontre l'importance de la liberté économique dans la croissance. Dans une étude qui couvre 82 pays sur une période allant de 1980 à 1995, Gwartney *et al* (1999) trouvent qu'un changement positif dans la liberté économique contribue significativement à l'explication de la croissance. Aussi, Justesen (2008) a-t-il utilisé l'indice de la liberté économique de la « Fraser institute » proposé par Gwartney *et al.* (1996). L'étude porte sur un panel de pays durant la période 1970-1999, et cherche à établir des liens de causalité entre la liberté économique (avec ses différents compartiments) et la croissance économique. D'une part, les résultats révèlent que certaines dimensions de la liberté économique affectent l'investissement et la croissance économique. D'autre part, il existe un lien de causalité unidirectionnel entre la liberté économique et la croissance. Dans une analyse comparative entre les pays du Conseil de Coopération du Golf et les nouveaux pays industrialisés de l'Asie de l'Est, Ben Mimoun et Essaggay (2018) se sont intéressés aux effets de la liberté économique sur la croissance à travers la productivité totale des facteurs. Pour la période 1970-2012 et en utilisant les données de « fraser institute » ainsi que l'indice de la liberté économique de l'« Heritage Fondation » (proposé par O'Driscoll *et al.* 2001), les auteurs trouvent que les différentes dimensions de la liberté économique sont l'une des causes principales des disparités dans le revenu par habitant et dans la PTF des pays de la CCG et des NPI de l'Asie de l'Est.

Contrairement à ces travaux, un nouveau canal de transmission de la dette extérieure pourrait exister. Ainsi, l'environnement institutionnel influe-t-il sur la croissance et sur le développement non seulement à travers des canaux traditionnels (investissement et productivité), mais aussi par le biais des niveaux accumulés de la dette et de l'efficacité d'utilisation de celle-ci. Ouedraogo (2016) a analysé l'impact de la dette extérieure totale sur la croissance économique des pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA). Les estimations des données de panel durant la période 1985-2010 montrent l'existence d'un effet non-linéaire entre la dette et la croissance. L'effet positif de la dette sur la croissance économique est amplifié par l'amélioration de la qualité institutionnelle via la lutte contre la corruption, la stabilité du gouvernement et la réduction de l'influence militaire sur la politique. Masuch *et al* (2016) ont pris 27 pays de l'UE comme échantillon pour tester si les niveaux initiaux de la qualité des institutions et de la dette publique aident à expliquer les disparités entre les niveaux de croissance réelle. Durant la période 1995-2014, les résultats révèlent que

l'amélioration des institutions contrebalance les effets d'une dette élevée sur la croissance à long terme. Par ailleurs, les effets négatifs de la dette extérieure sur la croissance économique rapportés dans la littérature sont limités aux pays ayant des institutions pauvres (Boukhatem et Kaabi 2015 ; Ahmed 2017).

3. L'EVOLUTION DE L'ENDETTEMENT PUBLIC EXTERIEUR, DE LA CROISSANCE ECONOMIQUE ET DE LA QUALITE INSTITUTIONNELLE EN TUNISIE: une analyse descriptive

L'utilisation de la dette publique extérieure en pourcentage du PIB comme indicateur, permet d'étudier la tendance de la dette tunisienne. Le graphique (1), montre l'existence de plusieurs phases durant la période qui s'étale de 1980 jusqu'en 2016. Au moins quatre sous périodes peuvent être décelées.

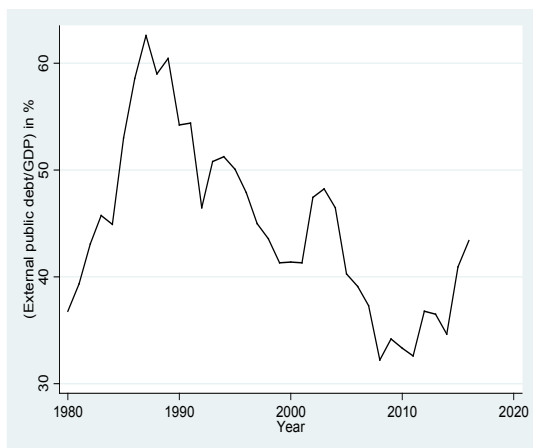
Au début des années quatre vingt, la dette publique extérieure commença à prendre de l'ampleur. Au cours de la période 1980-1984 en moyenne le ratio de l'endettement public extérieur en pourcentage du PIB a atteint les 41.97 %. Le taux s'est accentué à un rythme rapide avoisinant les 60.42 % en 1989 et atteignait un niveau maximum de 62.56 % en 1987. Cette augmentation est expliquée principalement par l'aggravation des déficits courants et budgétaires enregistrant, respectivement, des déficits moyens de 6.11 % et de 3.08 % du PIB durant la période 1980-1989 (Dans les graphiques (2) et (3), les déficits courants et budgétaires ont atteint, respectivement, un maximum de 11.36 % du PIB en 1984 et de 4.17 % du PIB en 1981). Suite à ces mauvaises performances macroéconomiques intensifiées par la tendance à la hausse de l'endettement extérieur, la Tunisie a adopté le Programme d'Ajustement Structurel (PAS) en 1986.

L'évolution de la seconde phase couvre la période 1990-2004, au cours de laquelle l'endettement extérieur a diminué, tout en gardant un niveau relativement élevé avec une moyenne qui gravite autour des 47.30 % du PIB, et ce à cause d'une épargne domestique faible. Le PAS a encouragé le processus de libéralisation interne et externe de l'économie, et le pays s'est appuyé sur l'endettement extérieur comme moyen de financement des déficits budgétaires et courants.

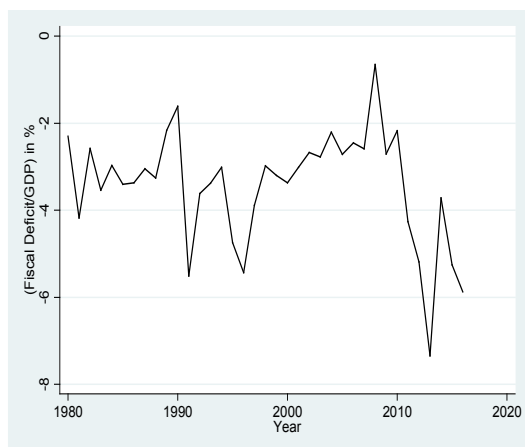
L'avant-dernière phase dans le graphique (1) concerne la période 2005-2011 durant laquelle l'endettement public extérieur a remarquablement diminué pour atteindre les 32.59 % du PIB en 2011. Cette baisse de la dette publique extérieure est due à l'amointrissement des déficits budgétaires et courants. En effet, ces déficits moyens ont atteint, respectivement, 2.5 % et 3.25 % du PIB contre des déficits moyens de 3.42 % et de 3.92 % respectivement pour la période 1990-2004.

La dernière phase vient après la révolution Tunisienne et qui couvre la période 2012 à 2016. Durant cette période, la dette publique extérieure en pourcentage du PIB a augmenté de 32.59 % en 2011 à 43.38 % en 2016. Face à la chute du Dinars Tunisien par rapport aux monnaies étrangères comme l'Euro et le Dollar Américain et la diminution de la production domestique, le déficit courant s'est fortement creusé

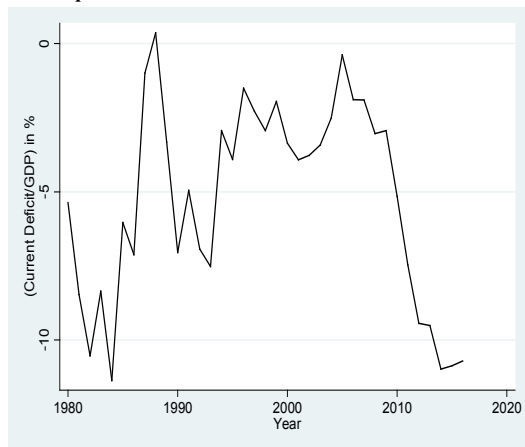
enregistrant des déficits moyens de 10.30 % du PIB entre 2012 et 2016. De même pour les déficits budgétaires qui ont connu une croissance moyenne de 5.47 % du PIB et arrivant à un déficit, jamais enregistré au cours de notre étude, de l'ordre de 7.34 % du PIB en 2013.



Graph. 1. L'évolution de la dette publique extérieure Tunisienne

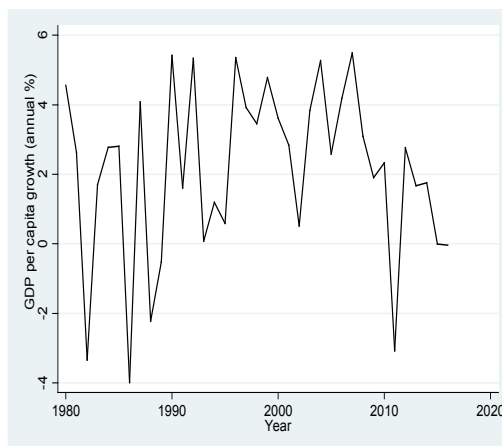


Graph. 2. L'évolution du déficit courant Tunisien



Graph. 3. L'évolution du déficit budgétaire Tunisien

Le graphique (4) montre l'évolution des taux de croissance du PIB réel par habitant au cours de la période 1980-2016. La tendance a été irrégulière puisque les taux de croissance ont varié entre un maximum de 5.49 % en 2007 et un minimum de -3.99 % en 1986, avec une moyenne de 2.13 % pendant toute la période.

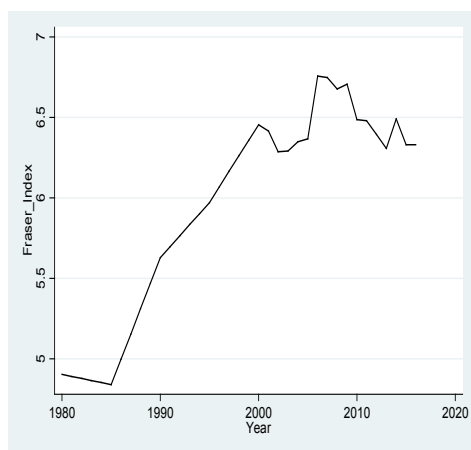


Graph. 4. L'évolution de long terme du taux de croissance du PIB par habitant Tunisien

Dans l'objectif d'étudier l'évolution de la qualité institutionnelle en Tunisie, l'indicateur de la liberté économique « Fraser Index » est présenté dans le graphique (5) afin de montrer les tendances durant la période 1980-2016. Dans les années quatre-vingts, les libertés économiques Tunisiennes étaient réprimées avec une note qui ne dépasse pas 4 sur 10. Cette note est causée, principalement, par : (1) le poids de l'Etat dans l'économie. A mesure que les dépenses augmentent, la taxation et la taille des entreprises publiques augmentent, les décisions de l'Etat sont souvent remplacées par les choix individuels, ainsi la liberté économique se trouve réduite. (2) La faiblesse des structures juridiques (pouvoir judiciaire dépendant, inefficacité dans l'application des lois). Le droit de propriété est peu sécurisé, ce qui entrave les libertés économiques et réprime les libertés civiles. (3) La prolifération des restrictions des échanges internationaux comme l'imposition des tarifs douaniers élevés. L'inefficacité de l'administration et des douanes est doublée par un contrôle strict sur les mouvements des capitaux physiques et humains. (4) L'imposition de l'Etat des réglementations qui limitent l'entrée sur les marchés et entravent la liberté de s'engager dans des échanges volontaires. Elles compromettent aussi la liberté économique. A l'exception de la 5^e composante qui est l'accès à une « monnaie saine » son score a atteint 6.17 en 1980 et 6.49 en 1985. Ce qui montre que la Tunisie a joué un rôle important en matière de contrôle de l'inflation durant cette période.

Depuis les années quatre-vingt-dix, la Tunisie a essayé de libéraliser progressivement son économie interne et externe tout en cherchant à offrir un climat propice pour l'investissement et attractif pour les IDE (Investissement Direct Etranger). Ceci a permis à la Tunisie de passer d'une économie réprimée à une économie « moins libre ». En effet, l'indice de Fraser sur la liberté économique a été de 5.97 en

1995 contre 6.45 en 2000. Depuis 2001 jusqu'à 2016, la note attribuée pour la Tunisie est en moyenne de 6.46 sur 10 ce qui a placé le pays dans la 11^e position sur 22 pays Arabes exception faite de l'année 2016 où le classement a été légèrement amélioré pour atteindre la 10^e position (et la 121^e position sur 162 pays à travers le monde).

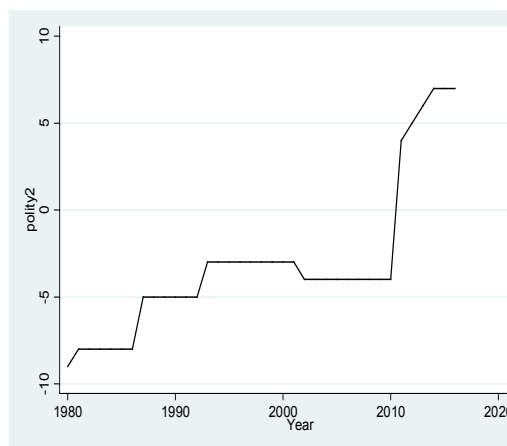


Graph. 5. L'évolution de l'indice de Fraser (liberté économique) en Tunisie

Finalement, le graphique (6) montre l'évolution de la variable Polity2 durant la période 1980-2016. Cette variable est la somme de l'indicateur de la démocratie et de l'autocratie. La note varie de -10 (un régime autocratique) à +10 (régime fortement démocratique) résumant ainsi la situation et la qualité politique d'un pays. Dans les années quatre-vingt, la Tunisie était une pure dictature autoritaire avec des notes de -9 en 1980 et de -8 en 1986. Ceci s'explique par : (1) une répression de toute concurrence dans la participation politique. (2) Un recrutement fermé dans l'exécutif ou bien recours à la désignation, ce qui écarte toute possibilité d'égalité des chances. (3) Le fait qu'aucune contrainte qui pèse sur le chef de l'Etat, ce qui se traduit par une autorité absolue sur le pays et ses citoyens. Après le coup d'Etat en 1987, la situation politique de la Tunisie ne s'est pas améliorée puisque le régime est demeuré autocratique. Selon le score de Polity2, le système politique Tunisien a eu des notes de -5, de -3 et de -4 sur 10 respectivement durant les périodes 1987-1992, 1993-2001 et 2002-2010.

En 2011, la Tunisie a subi un bouleversement total dans son régime politique. Une révolution qui a fait muter le pays d'un régime autocratique à un régime démocratique. Selon le graphique (6), la note de Polity2 était de +4 en 2011 augmentant progressivement jusqu'à atteindre un score de +7 sur 10 en 2016. Durant la période de transition, le régime politique a commencé à s'améliorer et la démocratie s'est ancrée davantage grâce à :

- L'amélioration des institutions et la présence de certaines procédures ont permis aux citoyens de voter selon leurs préférences.
- L'existence de contraintes institutionnelles sur le pouvoir exécutif.



Graph. 6. L'évolution de l'indice de Polity2 (autocratie et démocratie) en Tunisie

4. METHODOLOGIE DES ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES

Dans cette section, nous présenterons le modèle à estimer ainsi qu'une définition des variables utilisées. La méthodologie n'y fera pas défaut puisque c'est elle qui nous dictera la démarche empirique à suivre.

4.1. Le modèle

L'étude empirique se base sur un modèle néoclassique similaire au travail de Mankiw et *al.* (1992). Selon leurs travaux en coupe transversale le revenu par habitant à long terme dépend positivement du taux d'investissement en capital physique et humain, mais négativement du taux de croissance de la force de travail.

Cependant, dans ce travail, les régressions de la croissance économique sont basées sur les données des séries temporelles. Nous commençons par l'estimation du modèle suivant :

$$\begin{aligned} \text{Log}(GDP/cap)_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(GDP/cap)_{t-1} \\ & + \beta_2 \text{Log}(I_{pub})_t + \beta_3 \text{Log}(I_{priv})_t \\ & + \beta_4 \text{Sco}_t + \beta_5 \text{Log}(n)_t + \beta_6 \text{Log}(D)_t \\ & + \beta_7 \text{Log}(Trade)_t + X_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Le GDP/cap représente le PIB par habitant. Les variables explicatives utilisées ici sont, respectivement, le PIB par habitant retardé d'une période, l'investissement public et l'investissement privé des données reflètent le taux d'épargne total, le taux de scolarisation au supérieur démontre l'investissement en capital humain, la croissance démographique est signalée par le taux de croissance de la force du travail, le ratio de l'endettement public extérieur/PIB, le ratio d'ouverture/PIB et l'ensemble des variables institutionnelles et politiques. 'Log' est un opérateur logarithmique, l'indice t reflète les années, ε_t est le terme de l'erreur aléatoire et β_0 est une constante.

Nous régressons ce modèle néoclassique augmenté pour le cas Tunisien durant la période qui s'étale de 1980 jusqu'à 2016.

4.2. Echantillon et données

Nous présentons dans cette section les définitions, les statistiques descriptives et l'évolution des variables utilisées dans l'étude économétrique.

Tableau 1. Base de données Tunisienne

Description des variables	Signe attendu	Disponibilité des données	Sources
<i>GDP/cap</i> - PIB réel par habitant (monnaie locale)		1980-2016	WDI 2018
<i>Ipub</i> - Taux d'investissement public en pourcentage du PIB (formation brute de capital fixe du secteur public)	(-)	1980-2016	WDI 2018
<i>Ipriv</i> - Taux d'investissement privé en pourcentage du PIB (Formation Brute de capital fixe du secteur privé)	(+)	1980-2016	WDI 2018
<i>Sco</i> - Taux brut de scolarisation au supérieur	(+)	1980-2016	WDI 2018
<i>n</i> - Taux de croissance de la population	(-)	1980-2016	WDI 2018
<i>D</i> - Taux d'endettement public extérieur en pourcentage du PIB (La dette est en Dollar Américain)	(-)	1980-2016	WDI 2018
<i>Trade</i> - Le taux d'ouverture en pourcentage du PIB (la somme des exportations et des importations)	(+)	1980-2016	WDI 2018
<i>Interest</i> - Le ratio des paiements d'intérêts sur la dette extérieure publique au PIB	(-)	1980-2016	WDI 2018
<i>Fraser</i> - Indice mondial de la liberté économique de l'Institut Fraser	(+)	1980-2016	Economic Freedom of the World, 2017
<i>Autoc</i> - Indicateur d'autocratie	(-)	1980-2016	Center for Systemic Peace, 2017
<i>Democ</i> - Indicateur de démocratie	(+)		

Tableau 2. Statistiques Descriptives (Tunisie, 1980-2016)

Variables	Valeur en 1980	valeur en 2016	Moy. 1980-2016	Std.Dev	Min	Max
<i>GDP/cap</i>	2904	6110	4258	1184	288	6113
<i>Ipub</i>	15.02	1.79	7.72	5.38	0.97	18.62
<i>Ipriv</i>	13.28	17.50	16.89	3.28	11.2	21.14
<i>Sco</i>	4.97	32.58	19.02	12.12	4.97	35.21
<i>n</i>	2.59	1.14	1.64	0.72	0.76	2.87
<i>D</i>	36.79	43.56	44.70	8.14	32.2	62.56
<i>Trade</i>	85.83	89.98	88.85	10.57	67.4	114.35
<i>Interest</i>	2.42	1.08	2.18	0.76	0.95	3.63
<i>Fraser</i>	4.90	6.33	5.93	0.63	4.84	6.75
<i>Gov_Size</i>	4.20	6.09	5.43	0.85	4.20	7.30
<i>Property_Rights</i>	3.77	5.27	4.54	1.20	2.69	6.12
<i>Sound_Money</i>	6.17	7.05	6.87	0.28	6.17	7.30
<i>Int_Free_Trade</i>	4.61	6.81	6.21	0.86	4.61	7.33
<i>Regu_Credit_Labor_Bus</i>	5.65	6.41	6.67	0.47	5.56	7.36
<i>Autoc</i>	9	0	-2.59	25.80	0	9
<i>Democ</i>	0	7	-6.08	24.73	0	7

4.3. Méthodologie

4.3.1. Tests de racines unitaires. Les tests de racine unitaire « Unit Root Test » offrent la possibilité de : 1) détecter l'existence d'une non-stationnarité. 2) Déterminer le type de la non-stationnarité, s'il s'agit d'un processus TS (*Trend stationnary*) ou du processus DS (*Difference Stationnary*), afin d'utiliser la technique la plus adéquate pour stationnariser la série.

4.3.1.1. Tests de racines unitaires : Test de Dickey-Fuller (1979). Les tests de Dickey-Fuller (DF) offre la possibilité de connaître la stationnarité ou non d'une série via la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique.

Les tests suivent le principe suivant : si l'hypothèse $H_0 (\theta_1 = 1)$ est acceptée dans l'un des modèles, le processus est donc non stationnaire.

Il existe trois modèles pour la mise en place de ces tests :

$$x_t = \theta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Modèle autorégressif d'ordre 1.

$$x_t = \theta_1 x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad (3)$$

Modèle autorégressif avec constante.

$$x_t = \theta_1 x_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t \quad (4)$$

Modèle autorégressif avec tendance.

La série x_t n'est pas stationnaire, si l'hypothèse H_0 est retenue (quel que soit le modèle retenu). Dans le dernier modèle, si on retient $H_1 (\theta_1 < 1)$ et si le coefficient b est

significativement différent de 0, on en conclue que le processus est un processus TS.

Ces modèles peuvent également s'écrire sous la forme suivante :

$$\Delta x_t = (\theta_1 - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)'$$

$$\Delta x_t = (\theta_1 - 1)x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad (3)'$$

$$\Delta x_t = (\theta_1 - 1)x_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t \quad (4)'$$

Dont $(\theta_1 - 1) = 0$ et ε_t est un bruit blanc $(0, \sigma^2)$. $H_0 : \theta_1 = 1$ ou $\theta_1 - 1 = 0$ et $H_1 : \theta_1 < 1$.

La méthode de ce test consiste à estimer $\widehat{\theta}_1$ pour les modèles (2)', (3)' et (4)' (du modèle (4)' au (2)'). L'estimation des coefficients et des écarts types du modèle par les moindres carrés ordinaires fournit $t_{\widehat{\theta}_1}$ ce qui est analogue à la statistique de Student (rapport du coefficient sur son écart type). Si $t_{\widehat{\theta}_1} \geq t_{\text{tabulé}}$, donc on accepte l'hypothèse H_0 (l'existence de racine unitaire), ainsi le processus n'est donc pas stationnaire.

4.3.1.2. Test de Dickey-Fuller augmenté (1981). Dans les modèles des tests de Dickey-Fuller simples, le processus ε_t est, par hypothèse, un bruit blanc. Néanmoins, cette hypothèse de non corrélation des erreurs n'est pas vérifiée. Par conséquent, le test de Dickey-Fuller Augmenté prend en considération l'autocorrélation des erreurs.

Les nouveaux modèles deviennent alors :

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \theta_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \theta_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \theta_j \Delta x_{t-j+1} + bt + c + \varepsilon_t \quad (7)$$

Avec $\varepsilon_t \sim i.i.d$

Sous l'hypothèse alternative, $H_1 : |\theta_1| < 1$

Le test est similaire à celui du DF simple, à l'exception des tables statistiques qui en diffèrent. La valeur de p peut être déterminée selon les critères d'Akaike ou de Schwarz, ou encore, en partant d'une valeur suffisamment importante de p , on estime un modèle à $p - 1$ retards, puis à $p - 2$ retards, jusqu'à ce que le coefficient du $p^{\text{ème}}$ retard soit significatif.

4.3.1.3 Le test de Phillips et Perron (1988). Dans le but de tenir compte des erreurs hétéroscédastiques, le test PP est basé sur une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller. Ce test se compose de quatre étapes :

1) Estimation par les moindres carrés ordinaires des trois modèles de base des tests de Dickey-Fuller et calcul des statistiques associées, soit e_t le résidu estimé.

2) Estimation de la variance de court terme $\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$ (8)

3) Estimation de la variance de long terme construite via la structure des covariances des résidus des modèles précédemment estimés

$$s_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \frac{1}{n} \sum_{t=i+1}^n e_t e_{t-i} \quad (9)$$

L'estimation de la variance de long terme vient avec la définition d'un nombre de retards l estimé en fonction du nombre d'observations n .

4) Calcul de la statistique de PP : $t_{\widehat{\theta}_1}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\widehat{\theta}_1 - 1)}{\widehat{\sigma}_{\widehat{\theta}_1}} + \frac{n(k-1)\widehat{\sigma}_{\widehat{\theta}_1}}{\sqrt{k}}$ (10)

avec $k = \frac{\sigma^2}{s_t^2}$. Cette statistique est à comparer aux valeurs critiques de la table de MacKinnon.

4.3.2 Test de Cointégration d'Engle et Granger (1987).

Dans l'objectif d'estimer la relation de long terme entre le PIB par habitant et les variables explicatives de notre modèle, il est nécessaire de tester la cointégration entre les variables. Cela permet d'éviter le risque d'estimer des relations fallacieuses ('Spurious Regression') et d'en tirer par la suite des résultats erronés.

Le test d'Engle et Granger est construit en deux étapes :

1) Il s'agit de tester l'ordre d'intégration des variables. La condition nécessaire de cointégration est que les séries soient intégrées de même ordre. Si elles ne le sont pas, elles ne peuvent pas être cointégrées.

Dans cette étape, il est nécessaire de déterminer le type de tendance déterministe ou stochastique de chacune des variables à l'aide des tests ADF et PP, avant de passer à la détermination de l'ordre d'intégration des séries étudiées. Si ces séries ne sont pas intégrées de même ordre, la relation de cointégration n'existe pas.

2) La deuxième étape consiste à estimer la relation de long terme entre les variables du modèle, et ce, dans le cas où la première étape est vérifiée. On utilise alors les MCO pour ladite estimation. Le résidu dégagé de chaque régression ($\hat{\varepsilon}_t$) doit être stationnaire afin que la relation de cointégration soit acceptée. Pour déterminer la stationnarité du résidu les tests de racine unitaire ADF et PP peuvent être appliqués (dans cette étude nous appliquons le test PP).

4.3.3 La méthode de Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS). Proposée par Philips et Hansen (1990), la méthode FMOLS est une procédure semi-paramétrique d'estimation des paramètres d'une relation de cointégration qui permet de corriger le biais d'endogénéité de long terme.

La distribution des estimateurs obtenus par cette méthode est indépendante des paramètres de nuisance présents dans la distribution des MCO. En conséquence, les statistiques des tests usuels appliqués aux estimateurs FM suivent des distributions standards identiques à celles utilisées dans un univers stationnaire.

Cette méthode est dotée d'une certaine facilité dans l'application. En effet, la méthode FMOLS consiste tout simplement à appliquer les MCO sur un modèle transformé. La transformation utilisée est obtenue à partir d'un estimateur convergent de la matrice de variance covariance de long terme des résidus et des innovations des variables non stationnaires.

L'intuition de la transformation retenue est très simple. Le but est d'orthogonaliser le résidu de la relation de cointégration par rapport aux innovations des variables non stationnaires. Une fois que le système a été réécrit de telle sorte que le résidu de la relation de cointégration soit orthogonal aux innovations des régresseurs $I(1)$; on peut alors

appliquer les MCO. La distribution des estimateurs est dans ce cas indépendante des paramètres de nuisance, centrée et symétrique.

Philips et Hansen (1990) supposent l'existence d'un seul vecteur cointégré. $n+1$ processus du vecteur de la série temporelle dimensionnelle (y_t, X_t') , avec équation de cointégration.

$y_t = X_t' + D_{1t}'\gamma_1 + u_{1t}$ (11)
 $D_t = (D_{1t}, D_{2t})$ qui sont des régresseurs de tendance déterministe, alors que n représente les régresseurs stochastiques.

L'estimateur FMOLS utilise des estimations préliminaires des matrices de covariance à long terme des résidus. Soit \hat{u}_{1t} est égal aux résidus obtenus après l'estimation de l'équation (1). \hat{u}_{2t} est obtenu indirectement ($\hat{u}_{2t} = \Delta \hat{\epsilon}_{2t}$) à partir des régressions de niveaux.

$$X_t = \hat{\Gamma}_{21}' D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' D_{2t} + \hat{\epsilon}_{2t} \quad (12)$$

Soit $\hat{\Omega}$ et $\hat{\Lambda}$ les matrices de covariance à long terme sont calculées en utilisant les résidus $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$. De ce fait, des données peuvent être modifiées.

$$y_t^+ = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \quad (13)$$

Et le terme de correction de biais estimé est :

$$\hat{\lambda}_t^+ = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (14)$$

L'estimateur FMOLS est donnée par

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=2}^T Z_t Z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=2}^T Z_t y_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (15)$$

Où $Z_t = (X_t', D_t)'$. La clé de l'estimation FMOLS est la construction d'estimateurs matriciels de covariance à long terme $\hat{\Omega}$ et $\hat{\Lambda}$.

5. RESULTATS DES ESTIMATIONS ET INTERPRETATIONS

Dans un premier stade, nous présenterons les tests de stationnarité de nos séries. Au deuxième stade, nous discuterons les résultats de l'estimation du modèle (1) montrant les effets du long terme de la dette publique extérieure sur le PIB réel par habitant de la Tunisie. Le rôle de la qualité institutionnelle dans la relation dette-croissance sera présenté dans cette même section. Nous concluons par l'étude du seuil d'endettement pour le cas tunisien.

5.1. Résultats des tests de Stationnarité

Nous évaluons la stationnarité des variables à inclure dans les régressions en employant les tests de Dickey-Fuller Augmenté et de Philips-Perron. Les tableaux (3) et (4) montrent les résultats de ces tests pour les variables macroéconomiques et les variables institutionnelles utilisées dans cette étude. Les résultats de ces tests sont identiques et montrent que les variables utilisées dans nos régressions sont non stationnaires en niveau, mais stationnaires en première différence. De ce fait, les variables suivent le processus I(1) et la relation de cointégration peut être confirmée.

Tableau 3. Tests de stationnarité pour les variables utilisées dans l'étude (cas Tunisien)

Variables	Augmented Dickey-Fuller test			Philips-Perron test	
	MacKinnon	Trend	PP	Trend	Ordre d'intégration
Log(GDP/Cap)	-2.09	Yes	-2.11	Yes	I(1)
Δ Log(GDP/Cap)	-5.74***	No	-5.76***	No	I(0)
Log(Ipub)	-0.96	No	-0.70	No	I(1)
Δ Log(Ipub)	-6.98***	No	-8.65***	No	I(0)
Log(Ipriv)	-1.92	No	-1.92	No	I(1)
Δ Log(Ipriv)	-6.02***	No	-6.02***	No	I(0)
Sco ^a	-1.26	No	-0.35	No	I(1)
Δ Sco	-1.72*	No	-1.72*	No	I(0)
Log(n)	-1.63	No	-1.15	No	I(1)
Δ Log(n)	-2.00**	No	-1.77*	No	I(0)
Log(Trade)	-1.92	No	-2.03	No	I(1)
Δ Log(Trade)	-5.44***	No	-5.43***	No	I(0)
Log(D)	-2.70	Yes	-2.76	Yes	I(1)
Δ Log(D)	-5.21***	No	-5.25***	No	I(0)
Log(Interest)	-2.49	Yes	-2.50	Yes	I(1)
Δ Log(Interest)	-5.74***	No	-5.79***	No	I(0)

***, ** et * indiquent respectivement la significativité statistique des variables au seuil de 1%, 5% et 10%. « a » indique que la variable scolarisation au supérieur est utilisée dans les régressions sous sa forme naturelle (non logarithmique). La transformation de cette variable en logarithmique change son processus de I(1) à I(0) (stationnaire en niveau).

Tableau 4. Tests de stationnarité pour les variables institutionnelles

Variables	Augmented Dickey-Fuller test		Philips-Perron test		Ordre d'intégration
	MacKinon	Trend	PP	Trend	
<i>Log(Fraser)</i>	-1.85	No	-1.70	No	I(1)
Δ <i>Log(Fraser)</i>	-2.70*	No	-4.47***	No	I(0)
<i>Log(Gov_Size)</i>	-1.70	No	-1.79	No	I(1)
Δ <i>Log(Gov_Size)</i>	-5.18***	No	-5.18***	No	I(0)
<i>Log(Property_Rights)</i>	-1.42	No	-0.90	No	I(1)
Δ <i>Log(Property_Rights)</i>	-2.71*	No	-2.64*	No	I(0)
<i>Sound Money^b</i>	-2.60	No	-2.54	No	I(1)
Δ <i>Sound Money</i>	-2.21**	No	-4.79***	No	I(0)
<i>Log(Int_Free_Trade)</i>	-1.87	No	-1.84	No	I(1)
Δ <i>Log(Int_Free_Trade)</i>	-5.06***	No	-5.09***	No	I(0)
<i>Log(Regu_Credit_Labor_Bus)</i>	0.10	Yes	0.45	Yes	I(1)
Δ <i>Log(Regu_Credit_Labor_Bus)</i>	-5.02***	No	-5.13***	No	I(0)
<i>Democ</i>	-1.30	Yes	-2.16	Yes	I(1)
Δ <i>Democ</i>	-8.17***	No	-10.15***	No	I(0)
<i>Autoc</i>	-1.39	Yes	-2.27	Yes	I(1)
Δ <i>Autoc</i>	-7.50***	No	-10.53***	No	I(0)

***, ** et * indiquent respectivement la significativité statistique des variables au seuil de 1%, 5% et 10%. « b » indique que la variable accès à une monnaie saine est utilisée dans les régressions sous sa forme naturelle (non logarithmique). La transformation de cette variable en logarithmique change son processus de I(1) à I(0) (stationnaire en niveau).

5.2. Les résultats des estimations :

Le tableau (5) montre nos premières régressions. Les coefficients des variables présentées ici sont des élasticités de long terme par rapport au PIB réel par habitant.

Le modèle de Mankiw *et al.* (1992) est testé dans les colonnes (1) et (2). Dans ces spécifications, l'équation de Solow augmenté par le capital humain est analysée, avec l'intégration du capital physique et humain et du taux de croissance de la population. Le capital physique a été subdivisé en deux Taux d'investissement (public et privé) afin de montrer leurs effets, distinctivement, sur le PIB par habitant. A partir de la colonne (3), l'équation de Solow augmenté est mise dans le contexte d'une économie ouverte en intégrant la dette publique extérieure en pourcentage du PIB et le degré d'ouverture de l'économie (la somme des exportations et des importations en pourcentage du PIB). Finalement, dans la 6^e colonne, le ratio des paiements des intérêts sur la dette extérieure publique au PIB est incorporé dans l'estimation de la relation dette-croissance pour tester sa robustesse. Avant d'interpréter nos résultats, il est nécessaire de vérifier l'existence d'une relation de long terme dans nos estimations. Dans toutes les spécifications, le test d'Engle et Granger montre qu'il existe une relation de cointégration. Cette hypothèse est encore révérifiée avec le test de stationnarité de Philips-Perron. Dans les six modèles estimés, les résidus ε_t sont stationnaires au seuil de 1 % et confirment ainsi, l'existence d'une relation de cointégration.

Nous examinons, maintenant, les coefficients de long terme estimé dans le tableau (5). Les résultats s'alignent avec le modèle de Solow augmenté. En effet, les coefficients des taux d'investissement privé et public (capital physique), de taux de scolarisation (capital humain) et le taux de croissance de la population sont significatifs. Le taux d'investissement public affecte négativement et significativement le PIB réel par habitant montrant un signe inattendu.

En effet, une augmentation d'un point du pourcentage du taux d'investissement public réduit le PIB par habitant de 0.019 % (Estimation (6)) jusqu'à 0.027 % (Estimation (3)). L'investissement public tunisien ralentit la croissance économique pour plusieurs raisons : 1) Cet investissement est financé par l'endettement. 2) La production du secteur public est en concurrence avec le secteur privé. *In fine*, 3) Les industries publiques sont fortement subventionnées et inefficaces.

Cependant, le taux d'investissement privé en pourcentage du PIB contribue positivement et significativement à la croissance économique dans toutes les spécifications (A l'exception de l'estimation (5)). Une augmentation d'un point du pourcentage du taux d'investissement public augmente le PIB par habitant entre 0.02 % et 0.05 %. Le capital humain représenté ici par le taux de scolarisation au supérieur contribue positivement et significativement au PIB par habitant. Néanmoins, le taux de croissance de la population affecte négativement et significativement le PIB par habitant. Ces résultats correspondent à nos prédictions ainsi qu'à la théorie néoclassique et souligne l'importance du capital humain pour la promotion de la croissance économique et la contribution négative de la force du travail à la croissance.

Par ailleurs et concernant notre variable d'intérêt, le ratio de la dette publique extérieure par rapport au PIB n'a d'effet statistiquement significatif que dans l'estimation (3) du tableau (5). Une augmentation d'un point du pourcentage de l'endettement extérieur réduit à long terme le PIB réel par habitant de 0.04 %. Cet effet n'est pas persistant dans les estimations où la dette est testée, ce qui nous a poussés à utiliser une autre variable liée à l'endettement extérieur. A long terme, le ratio de paiement des intérêts sur la dette extérieure publique au PIB montre un effet négatif et significatif. De ce fait, l'hypothèse de « crowding out effect »

ou l'effet d'éviction concernant la dette est vérifiée. Des taux d'intérêts élevés peuvent avoir des effets nocifs sur la composition des dépenses publiques en évinçant les ressources disponibles pour le développement du pays. Finalement, le degré d'ouverture de l'économie Tunisienne n'a pas un effet

significatif sur la croissance économique (selon le tableau (5)). Par contre, la croissance du PIB par habitant dépend significativement et positivement de sa valeur passée. Ceci démontre un phénomène de mémoire.

Tableau 5. L'effet de la dette publique extérieure et son intérêt sur le PIB par habitant : Méthode FMOLS (Tunisie, 1980-2016)

Dependant Variable :	FMOLS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Log (GDP/cap)</i>						
<i>Log (GDP/cap)_{t-1}</i>	0.7022*** (10.00)	0.7945*** (14.49)	0.6871*** (16.98)	0.8006*** (21.45)	0.6985*** (17.84)	0.6529*** (17.79)
<i>Log(Ipub)</i>	-0.0208** (-2.30)		-0.0279*** (-5.41)		-0.0242*** (-4.37)	-0.0197*** (-4.19)
<i>Log(Ipriv)</i>		0.0444** (2.36)		0.0586*** (3.48)	0.0184 (1.05)	0.0233* (1.77)
<i>Sco</i>	0.0050*** (3.13)	0.0036** (2.68)	0.0046 (4.40)	0.0037*** (3.79)	0.0046*** (5.18)	0.0047*** (5.47)
<i>Log(n)</i>	-0.0244* (-1.80)	-0.0227* (-1.90)	-0.017** (-2.14)	-0.0144 (-1.51)	-0.0131 (-1.55)	-0.0217** (-2.21)
<i>Log(D)</i>			-0.0424*** (-2.76)	0.0168 (0.80)	-0.0290 (-1.35)	
<i>Log(Trade)</i>			0.0005 (0.02)	0.0055 (0.27)	0.0002 (0.01)	0.0121 (0.68)
<i>Log(Interest)</i>						-0.0336** (-2.08)
<i>Constant</i>	2.0820*** (3.72)	1.1800*** (2.75)	2.3855*** (6.54)	0.9971*** (2.78)	2.1813*** (5.40)	2.4000*** (6.30)
No. Observations	37	37	37	37	37	37
Adj. R ²	0.993	0.993	0.993	0.993	0.993	0.993
Co-Variance de LT	6.0037	6.1066	6.0037	6.1158	6.0419	6.0239
Engle & Granger	-6.609***	-6.826***	-7.036***	-6.833***	-7.020***	-6.301**
Coint. Test	-39.247***	-40.609***	-41.732***	-40.65***	-41.647***	-37.81**
Philips-P	-6.30 (<-2.63 (1%))	-7.16 (<-2.63 (1%))	-7.33 (<-2.63 (1%))	-7.27 (<-2.63 (1%))	-7.33 (<-2.63 (1%))	-6.79 (<-2.63 (1%))

Entre parenthèses les t-statistiques. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Dans les tests de cointégration d'Engle et Granger, en haut sont les t-statistiques et en bas les Z-statistiques. Utilisation de Philips-P pour tester la stationnarité des résidus. La méthode pour estimer la covariance de long terme est celle de Bartlett Kernel. Les retards (égales à 3 pour toutes les estimations) sont choisis automatiquement selon la procédure de Newey-West.

5.3. Dette extérieure et Croissance économique : Le rôle des institutions

Nous avons vu que la dette publique extérieure et son intérêt ont un effet néfaste à long terme sur le PIB par habitant tunisien. De plus, l'effet d'éviction qui est l'un des canaux de transmission de la dette sur la croissance a été repéré.

Cependant, dans cette section, nous essayons de chercher l'existence d'un autre canal de transmission. De ce fait, nous faisons des investigations sur le rôle de la qualité institutionnelle sous son aspect économique dans l'utilisation efficace de la dette publique extérieure. L'aspect politique dans cette étude, est présent pour montrer le rôle du processus démocratique dans l'essor de la croissance économique via la stimulation de l'investissement, l'introduction des réformes économiques efficaces et en améliorant le service public.

Premièrement, dans le tableau (6) les variables telles que Autocracy et Democracy ont été estimées. Pour le cas de la Tunisie, Les résultats montrent que : 1) un régime autocratique nuit à la croissance économique. Même si l'élasticité de ce coefficient est faible (0.003), l'effet reste hautement significatif (au seuil de 1 %). 2) Un système démocratique

améliore, à long terme, le PIB par habitant. Ce résultat est similaire à celui trouvé par Acemoglu *et al* (2019) qui a travaillé sur 175 pays (développés et en développement).

Deuxièmement, nous avons utilisé l'indice de liberté économique¹ émis par le « Fraser Institute » pour le cas tunisien. La note de cet indice va de 0 (inexistence de liberté économique) à 10 (liberté économique absolu). Dans la 2^e estimation du tableau (6), l'indice global de Fraser contribue à accroître significativement le PIB par habitant. En effet, l'augmentation d'un point du pourcentage de cet indice augmente le PIB réel par habitant de 0.26 %. Bien que ce résultat concerne une étude des séries temporelles, il peut être assimilé à d'autres travaux en panel. Ben Mimoun et Essagay (2018) ont travaillé sur les pays de la CCG et des NPI de l'Asie de l'Est. Goés (2016) a analysé un échantillon de 119 pays développés et en développement, de même Justesen (2008) a utilisé un panel de pays (développés et en développement). Indépendamment des pays étudiés, ils ont tous abouti à la même conclusion selon laquelle, la liberté

¹ EFW de Fraser mesure l'adéquation des politiques et des institutions d'une nation avec la liberté économique

économique augmente l'investissement, la productivité totale des facteurs et par conséquent, la croissance économique. Par extension, nous avons estimé les différentes composantes de l'indice de Fraser. Les résultats soulignent qu'avoir une *taille du gouvernement limitée, une protection des droits de propriété, un accès à une monnaie saine, une liberté dans les échanges internationaux et moins de réglementations sur le marché du crédit et du travail* favorisent significativement la croissance économique tunisienne.

Troisièmement, l'effet négatif de l'endettement public extérieur sur le PIB par habitant est toujours présent dans le tableau (6) et dans presque toutes les spécifications (à l'exception de la 4^e estimation où l'indice de protection des droits de propriété est estimé). Cependant, afin de chercher un effet indirect entre la dette et la croissance, le terme d'interaction entre la dette et la liberté économique est utilisé dans la 8^e régression. Le coefficient concernant ce terme est hautement significatif, ce qui confirme l'effet indirect de la

qualité institutionnelle sur la croissance. Par conséquent, avec plus de libertés économiques l'effet négatif de l'endettement extérieur sur la croissance s'estompe et devient positif. Nous pouvons ainsi ajouter à la littérature un autre canal par lequel la liberté économique et ces différents indices peuvent améliorer l'efficacité de l'utilisation de la dette et réduire son effet négatif sur la croissance économique.

Finalement, l'investissement public et le taux de scolarisation gardent, respectivement, un signe significativement négatif et positif. Quant au taux d'investissement privé, il n'améliore le PIB par habitant que dans la 1^{er} et la 4^e estimation. Dans plusieurs régressions du tableau (6), la force de travail (représentée ici pas le taux de croissance de la population) augmente significativement la croissance économique. Néanmoins, le coefficient du degré d'ouverture est négatif. De ce fait, l'ouverture (pour le cas tunisien) pénalise la croissance économique.

Tableau 6. Qualité institutionnelle et l'efficacité de la dette publique extérieure en Tunisie

Dependant Variable : GDP/cap	FMOLS							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Log(GDP/cap)_{t-1}</i>	0.5662*** (37.80)	0.6301*** (16.99)	0.7116*** (17.70)	0.6239*** (15.76)	0.6531*** (18.55)	0.5518*** (13.45)	0.7065*** (17.30)	0.6202*** (17.47)
<i>Log(Ipub)</i>	-0.0139*** (-7.82)	-0.0227*** (-4.45)	-0.0222*** (-3.88)	-0.0324*** (-5.88)	-0.0240*** (-4.37)	-0.0167*** (-3.05)	-0.0260*** (-4.51)	-0.0235*** (-4.84)
<i>Log(Ipriv)</i>	0.0392*** (7.50)	0.0213 (1.33)	0.0087 (0.46)	0.0408** (2.33)	0.0124 (0.79)	0.0283 (1.69)	0.0153 (0.85)	0.0189 (1.24)
<i>Sco</i>	0.0073*** (22.68)	0.0064*** (7.37)	0.0038*** (4.06)	0.0066*** (7.14)	0.0058*** (7.17)	0.0090*** (8.43)	0.0045*** (4.91)	0.0067*** (8.03)
<i>Log(n)</i>	-0.0062** (-2.52)	0.0445*** (3.71)	-0.0213** (-2.27)	0.0528*** (3.27)	0.0303** (2.70)	0.0372*** (3.27)	0.0083 (0.72)	0.0494*** (4.24)
<i>Log(D)</i>	-0.0473*** (-7.68)	-0.0452* (-1.95)	-0.0424*** (-2.76)	0.0369 (1.45)	-0.1021*** (-4.69)	-0.0560*** (-2.77)	-0.0435* (-1.95)	-0.1676*** (-6.66)
<i>Log(Trade)</i>	-0.0155*** (-2.87)	-0.0190 (-0.95)	0.0005 (0.02)	-0.0081 (-0.47)	-0.0462** (-2.51)	-0.0962*** (-4.20)	-0.0331 (-1.50)	-0.0903*** (-4.43)
<i>Autoc</i>	-0.0031*** (-12.58)							
<i>Democ</i>	0.0032*** (13.12)							
<i>Log(Fraser)</i>		0.2617*** (6.46)						
<i>Log(Gov_Size)</i>			0.0410** (2.13)					
<i>Log(Property_Rights)</i>				0.0822*** (4.73)				
<i>Sound_Money</i>					0.0608*** (5.24)			
<i>Log(Int_Free_Trade)</i>						0.1325*** (6.35)		
<i>Log(Regu_Credit_Labor_Bus)</i>							0.1395*** (3.00)	
<i>Fraser*Dette</i>								0.0720*** (7.08)
<i>Constant</i>	3.3005*** (23.22)	2.6266*** (7.05)	2.1924*** (5.27)	2.3529*** (6.11)	2.6004*** (7.18)	3.5467*** (8.67)	2.0597*** (4.48)	3.2094*** (8.62)
No. Observations	37	37	37	37	37	37	37	37
Adj. R ²	0.993	0.994	0.993	0.993	0.994	0.995	0.993	0.994
Co-Variance de LT	10.836	6.0684	6.0773	6.0489	6.0114	6.0467	6.0405	6.0642
Engle & Granger Coint. Test	-6.787**	-9.753***	-7.237***	-8.147***	-8.615***	-8.888***	-8.037***	-6.896**
	-40.321**	-51.756***	-42.731***	-46.37***	-48.180***	-49.318***	-46.327***	-98.707***
Philips-P	-7.55 (<-2.63 (1%))	-11.07 (<-2.63 (1%))	-7.41 (<-2.63 (1%))	-9.21 (<-2.63 (1%))	-9.17 (<-2.63 (1%))	-8.70 (<-2.63 (1%))	-8.12 (<-2.63 (1%))	-11.54 (<-2.63 (1%))

Entre parenthèses les t-statistiques. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Dans les tests de cointégration d'Engle et Granger, en haut sont les t-statistiques et en bas les Z-statistiques. Utilisation de Philips-P pour tester la stationnarité des résidus. La méthode pour estimer la covariance de long terme est celle de Bartlett Kernel. Les retards (égales à 3 pour toutes les estimations) sont choisis automatiquement selon la procédure de Newey-West.

5.4. Dette extérieure et Croissance : Effet de Seuil

Les estimations passées montrent l'existence, à long terme, d'un lien négatif entre l'endettement extérieur et le PIB par habitant. Cependant, cet effet négatif ne peut émerger que dans certains cas ou certains seuils. En effet, la dette à des niveaux bas et maîtrisés augmente la croissance économique à travers la disponibilité des capitaux. Ceci suggère une nouvelle piste d'étude qui est le test de l'hypothèse du surendettement (« the debt Overhang hypothesis ») pour le cas tunisien.

Notre objectif dans cette sous-section est de tester la relation non-linéaire entre le stock de la dette extérieure et le PIB réel par habitant. Dans le tableau (7), nous utilisons l'endettement public extérieur en pourcentage du PIB sous sa forme quadratique. Les autres variables montrent toujours le même signe. Similaire au tableau précédent (6), lorsque la liberté économique est ajoutée dans la régression le coefficient du taux de croissance de la population devient positif et celui du taux d'ouverture négatif.

Les estimations (1), (3) et (4) montrent l'existence d'une relation non-linéaire entre la dette et le PIB par habitant. Par conséquence, l'hypothèse de surendettement est validée dans ce travail. Le stock de la dette publique extérieure contribue positivement à la croissance économique, mais au-delà d'un seuil, la relation s'inverse. Ce seuil gravite autour des 37 - 38 % du PIB ce qui est proche du travail de Pattillo *et al.* (2011) portant sur 93 pays en voie de développement où ils dégagent un seuil d'endettement entre 35 et 40 %.

Cependant, cette valeur est légèrement au-dessus : des 35 % trouvés par Clement *et al.* (2003) qui ont travaillé sur 55 pays à faible revenu, et des 30 % obtenus par Ben Mimoun (2014) qui a opéré sur la Tunisie dans son étude.

Pour le cas de la Tunisie, le seuil estimé est de 38 % ce qui est largement inférieur à la valeur relevée dans des études qui portent sur les pays avancés. En effet, Kumar et Woo (2015) ont dégagé un seuil d'endettement public de 90 % concernant 38 pays avancés et émergents. De plus, l'étude de Masuch *et al.* (2016) qui concerne 27 pays européens a capté un seuil qui tourne autour des 60 - 70 % du PIB.

Tableau 7. L'effet de seuil de la dette publique extérieure

Dependant Variable :	FMOLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
GDP/cap				
$\text{Log}(\text{GDP/cap})_{t-1}$	0.6748*** (15.00)	0.7911*** (22.07)	0.6767*** (16.07)	0.6051*** (17.92)
$\text{Log}(\text{Ipub})$	-0.0286*** (-5.23)		-0.0275*** (-4.55)	-0.0265*** (-5.64)
$\text{Log}(\text{Ipriv})$		0.0538*** (3.28)	0.0057 (0.30)	0.0068 (0.46)
Sco	0.0051*** (5.04)	0.0041*** (4.31)	0.0051*** (5.39)	0.0070*** (8.89)
$\text{Log}(n)$	-0.3691 (-0.91)	-0.0105 (-1.11)	-0.0070 (-0.74)	0.0524*** (4.75)
$\text{Log}(\text{Trade})$	0.0079 (0.38)	0.0108 (0.55)	0.0068 (0.34)	-0.0776*** (-4.01)
$\text{Log}(D)$	0.8614** (2.16)	0.6415 (1.69)	0.8672** (2.28)	0.9688*** (3.28)
$[\text{Log}(D)]^2$	-0.1180** (-2.27)	-0.0821 (-1.65)	-0.1184** (-2.36)	-0.1332*** (-3.43)
$\text{Log}(\text{Fraser})$				0.2655*** (7.21)
Constant	0.7140 (0.81)	-0.1274 (-0.15)	0.6695 (0.81)	0.9328 (1.46)
No. Observations	37	37	37	37
Adj. R ²	0.993	0.992	0.993	0.994
Co-Variance de LT	5.7720	6.0095	5.8722	5.8840
Engle & Granger Coint. Test	-7.0344***	-6.896***	-7.037**	-6.894**
	-41.5313***	-40.867***	-41.551**	-91.21***
Philips-P	-7.45 (<-2.63 (1%))	-7.45 (<-2.63 (1%))	-7.50 (<-2.63 (1%))	-10.90 (<-2.63 (1%))

Entre parenthèses les t-statistiques. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Dans les tests de cointégration d'Engle et Granger, en haut sont les t-statistiques et en bas les Z-statistiques. Utilisation de Philips-P pour tester la stationnarité des résidus. La méthode pour estimer la covariance de long terme est celle de Bartlett Kernel. Les retards (égales à 3 pour toutes les estimations) sont choisis automatiquement selon la procédure de Newey-West.

6. CONCLUSION

Nous avons pris comme objectif, dans ce travail, d'étudier l'impact de la dette publique extérieure sur la croissance économique tunisienne. Durant la période 1980-2016, nos résultats ont montré que la dette a des effets néfastes sur la croissance. En effet, une augmentation d'un point du pourcentage du ratio de l'endettement public extérieur par rapport au PIB réduit drastiquement le PIB par habitant de 0.04 à 0.16 %. Aussi, nos tests ont permis la validation de deux hypothèses : i) l'hypothèse du surendettement par conséquent l'existence d'un seuil d'endettement de l'ordre de 38 pourcent du PIB. ii) L'hypothèse de l'éviction qui se définit par les effets négatifs des paiements des intérêts de la dette sur la croissance économique tunisienne.

Cependant, notre deuxième objectif a été de tester le rôle de la qualité institutionnelle dans la relation entre la dette et la croissance. D'une part, le renforcement du processus démocratique et l'amélioration des libertés économiques augmentent le PIB par habitant. D'autre part, nous avons trouvé un nouveau canal de transmission entre la dette et la croissance qui est la liberté économique. L'amélioration de celle-ci réduit l'effet négatif de la dette publique extérieure sur la croissance économique.

7. RECOMMANDATIONS

Afin d'atténuer les effets négatifs de la dette sur la croissance, la Tunisie doit prendre certaines mesures :

- Limiter le déficit budgétaire : Et ce à travers l'instauration des réformes fiscales ayant pour objectif de renforcer l'équité fiscale et mettre en œuvre la justice fiscale via la lutte contre l'évasion fiscale et une meilleure répartition de la charge fiscale entre les contribuables.

- Réduire le déficit courant : Ceci peut être effectué en encourageant les entreprises totalement exportatrices à vendre leurs produits sur le marché intérieur. En conséquent, les importations diminuent. Aussi, la Tunisie peut réduire le déficit courant en protégeant le marché intérieur contre les pratiques déloyales ou anti-concurrentielles.

- Donner plus de libertés économiques et combattre la corruption : Il est impératif de garantir la protection des citoyens et leurs propriétés ce qui constitue un élément essentiel pour assurer la liberté économique et civile. A cet effet, il faut instaurer la primauté du droit, un pouvoir judiciaire indépendant, une application impartiale et efficace de la loi, garantissant la prolifération des échanges, l'augmentation de la production et la répartition équitable des ressources.

De plus, l'Etat Tunisien doit combattre toutes les formes de corruption ; les pots de vin, le favoritisme, l'extorsion et les détournements de fonds. L'Instance Nationale de Lutte Contre la Corruption a mis en place, en 2016, une stratégie nationale de bonne gouvernance et de lutte contre la corruption. Cette stratégie a pour objectif d'atteindre six buts : 1) Affermir la volonté politique en insufflant une dynamique de changement dans le domaine de la bonne gouvernance et de la lutte contre

la corruption et en appuyant la transition démocratique, en la préservant des déviations et la rendant plus effective. 2) Renforcer et développer la participation citoyenne active aux efforts de l'Etat en faveur de la promotion de la bonne gouvernance et de la lutte contre la corruption. 3) Concrétiser les valeurs de l'intégrité et de la transparence afin de garantir la bonne gestion des ressources et des dépenses publiques. 4) Renforcer les mécanismes de l'imputabilité/responsabilité pour assurer le respect de la loi de la part de tous et garantir l'égalité de tous les citoyens devant la loi sans discrimination. 5) Améliorer les outils de travail et renforcer les capacités des parties prenantes en matière de bonne gouvernance et de lutte contre la corruption. 6) Clarifier et coordonner les rôles des différents acteurs publics intervenant dans le domaine de la bonne gouvernance et de la lutte contre la corruption.

- Encourager et relancer l'investissement privé : Afin de relancer l'investissement privé, nous recommandons : 1) de lutter contre le secteur informel, combattre l'évasion fiscale et la corruption. 2) Réglementer l'environnement des affaires via la réduction du poids de l'administration, la diminution des coûts de la bureaucratie et la diminution des coûts de la conformité fiscale (les coûts des obligations imposées par la législation fiscale, auxquels les contribuables et autres sont assujettis). 3) Renforcer le secteur financier et bancaire dans le but d'accompagner les entreprises dans leurs projets.

-Rationaliser l'investissement public : Les recommandations concernant ce point sont :1) Accorder plus de transparence dans les marchés publics.2) Améliorer et développer l'audit public.3) Encourager les citoyens à contrôler la prestation des services publics.

Dans ce travail nous avons apporté de nouveaux éléments de réponse concernant la relation entre la dette et la croissance économique en insistant sur le rôle joué de la liberté économique. Jusqu'à maintenant, cette base de données n'a pas été utilisée pour expliquer la présente problématique. Mais, la dimension institutionnelle est très complexe et relativement difficile à mesurer ce qui exige d'utiliser plusieurs bases dans une étude.

Références Bibliographiques

- Acemoglu, Daron, Suresh Naidu, Pascual Restrepo, and James A Robinson (2019). "Democracy Does Cause Growth." *Journal of Political Economy*, vol 127(1), pages 47-100.
- Ahmed, Junaid. (2017). "Does External Debt Lead to Growth in the Presence of Quality Institutions?" *Ssrn* 7(22).
- Ahmed, Mansur (2012). "Openness , Institutions , and Economic Growth : Empirical Evidence from Panel Estimation." : 49.
- Ben Mimoun M. (2014). "Assessing the Short-and Long-run Real Effects of Public External Debt: The Case of Tunisia", *African Development Review*, Vol. 25, No. 4, pages 587-606.
- Ben Mimoun, M and Essaggay, A. (2018). "Economic Freedom , FTF and Growth : Comparative Analysis of GCC and East Asian Newly Industrialized Economies (NIEs)." 4(1): 176-90.

- Borenzstein E. (1990). "Debt Overhang, Credit Rationing and Investment." *Journal of Development Economics*, vol. 32, pp. 315-335.
- Boukhatem, J., Kaabi, M. (2015). "Public debt, institutional quality and economic growth in MENA countries: a GMM approach" *MPRA Paper No. 65756*.
- Cecchetti, Stephen G, M S Mohanty, and Fabrizio Zampolli. (2010). "The Future of Public Debt : Prospects and Implications." *A Revised Version , Published on 26 March 2010 , Is Available as BIS Working Papers No 300 (300): 12–13*.
- Cecchetti, Stephen G, M S Mohanty, and Fabrizio Zampolli. (2011). "The Real Effects of Debt", September 2011. *Bank for International Settlement Working Paper 352(352)*.
- Choong, Chee-Keong et al. (2010). "Does Debts Foster Economic Growth? The Experience of Malaysia." *African Journal of Business Management* 4(8): 1564–75.
- Clemens et al. (2003), "External Debt, Public Investment and Growth in Low-incomes countries", *IMF, Working Paper, WP/03/249*.
- Cohen, D., and Sachs, J. (1986). "Growth and External Debt under Risk of Debt Repudiation." *30 European Economic Review. 526-60*.
- De La Croix, D. and C. Delavallade (2011), 'Democracy, Rule of Law, Corruption Incentives and Growth', *Journal of Public Economic Theory*, vol. 13, No.2. 115-87.
- Dickey, D. A., & Fuller W. A. (1979). "Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Dickey, D. A., & Fuller W. A. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- Dort, Thibaut, Pierre-guillaume Méon, and Khalid Sekkat (2014). "Does Investment Spur Growth Everywhere? Not Where institutions are weak." *Kyklos* 67(4): 482–505.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). 'Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing', *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251–76.
- Góes, Carlos (2016). "Institutions and Growth: A GMM/IV Panel VAR Approach." *Economics Letters* 138: 85–91.
- Gwartney, J D, R a Lawson, and R G Holcombe (1999). "Economic Freedom and the Environment for Economic Growth." *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 155(4): 643–63.
- Gwartney, J. (2009), "Institutions, Economic Freedom, and Cross-Country Differences in Performance", *Southern Economic Journal*, 75 (4.): 937–956.
- Hall, Robert, & Charles I Jones (1999). "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? Author (s): Robert E . Hall and Charles I . Jones Published by: Oxford University Press." *Quarterly Journal of Economics* 114(1): 83–116.
- Ijirshar, Victor & Joseph, Fefa & Godoo, Mile. (2016). "The Relationship between External Debt and Economic Growth in Nigeria." *International Journal of Economics & Management Sciences*.
- Imbs J & Ranciere R.(2005). "The overhang hangover", *Policy Research Working Paper Series 3673, The World Bank*.
- Justesen, M. K. (2008). "The effect of economic freedom on growth revisited: New evidence on causality from a panel of countries 1970–1999", *European Journal of Political Economy*, 24 (3):, 642-660.
- K. M. Guei (2019), " External Debt and Growth in Emerging Economies". *International Economic Journal*, 33:2, 236-251.
- Kharusi, Sami Al & Ada, Mbah Stella, (2018). "External Debt and Economic Growth : The Case of Emerging Economy," *Journal of Economic Integration, Center for Economic Integration, Sejong University*, vol. 33(1), pages 1141-1157.
- Knack, Stephen, & Philip Keefer (1995). "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures." *Economics & Politics* 7(3): 207–27.
- Krugman P. (1988). "Financing vs. Forgiving a Debt Overhang." *Journal of Development Economics*, vol. 29, pp. 253-068.
- Krugman, P.(1989). "Financing vs. Forgiving a Debt Overhang." *NBER Working Papers 2486, National Bureau of Economic Research, Inc*.
- Mahmoud LOM (2015) "The Role of External Debt on Economic Growth: Evidence from Mauritania." *Int J Econ Manag Sci* 4:240.
- Mankiw, N. G., D. Romer & D. N. Weil (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, pp. 407–37.
- Masuch, Klaus, & Edmund Moshhammer (2016). " Institutions , Public Debt and Growth in Europe." *ECB Working Paper no. 1963*.
- Mauro, P (1995). "Corruption and Growth." *The Quarterly Journal of Economics* 110(3): 681–712.
- Naeem AKRAM, (2017). "Role of Public Debt in Economic Growth of Sri Lanka: An ARDL Approach," *Pakistan Journal of Applied Economics, Applied Economics Research Centre*, vol. 27(2), pages 189-212.
- North D.C (1990), "Institution, Institutional Change, and Economic performance", *Cambridge, UK: Cambridge University Press*.
- Ouedraogo, J. (2016). "External Debt, Quality of Institutions, and Economic Growth in WAEMU." *Regional Integration and Policy Challenges in Africa*: 124–42.
- Phillips, Peter C. B., & Bruce E. Hansen (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes." *The Review of Economic Studies* 57(1): 99.
- Poirson H & Ricci L & Pattillo C. (2004), "What Are the Channels Through Which External Debt Affects Growth?" *IMF Working Papers 04/15, International Monetary Fund*.

- Poirson H, Ricci L & Pattillo C. (2011), "External Debt and Growth." *IMF Working Papers 02/69, International Monetary Fund.*
- Reinhart, Carmen M. & Kenneth S. Rogoff. (2010). "Growth in a Time of Debt," *American Economic Review*. 100 (2): 573-78.
- Sachs J. D. (1989). "Conditionality, Debt Relief, and the Developing Country Debt Crisis." *NBER Chapters, in: Developing Country Debt and the World Economy, pages 275-284 National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Sajjad, Irum & Bilal, Muhammad & Azam Khan, Muhammad. (2018). "Investigating the impact of external debt on economic growth: a case study of Pakistan." 4. 53-63.
- Wamboye, E. (2012). "External debt, trade and FDI on economic growth of least developed countries". *MPRA, paper no. 39031.*
- Warner A.M. (1996). "Did the Debt Crisis Cause the Investment Crisis?" *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n°4, November.
- Woo, J., & M. S. Kumar (2015). "Public debt and growth" *Economica*, 82(328), 705-73.